

Eötvös Loránd Tudományegyetem

Meteorológiai Tanszék

**AZ ELMÚLT MÁSFÉL ÉVSZÁZAD GLOBÁLIS
HŐMÉRSÉKLET ÉS SZÉN-DIOXID
KONCENTRÁCIÓ ADATAINAK STATISZTIKAI
KAPCSOLATA**



KÉSZÍTETTE: RÁKOS ANDREA

Meteorológia szak

Témavezető: Matyasovszky István

(ELTE Meteorológiai Tanszék)

Budapest, 2013.

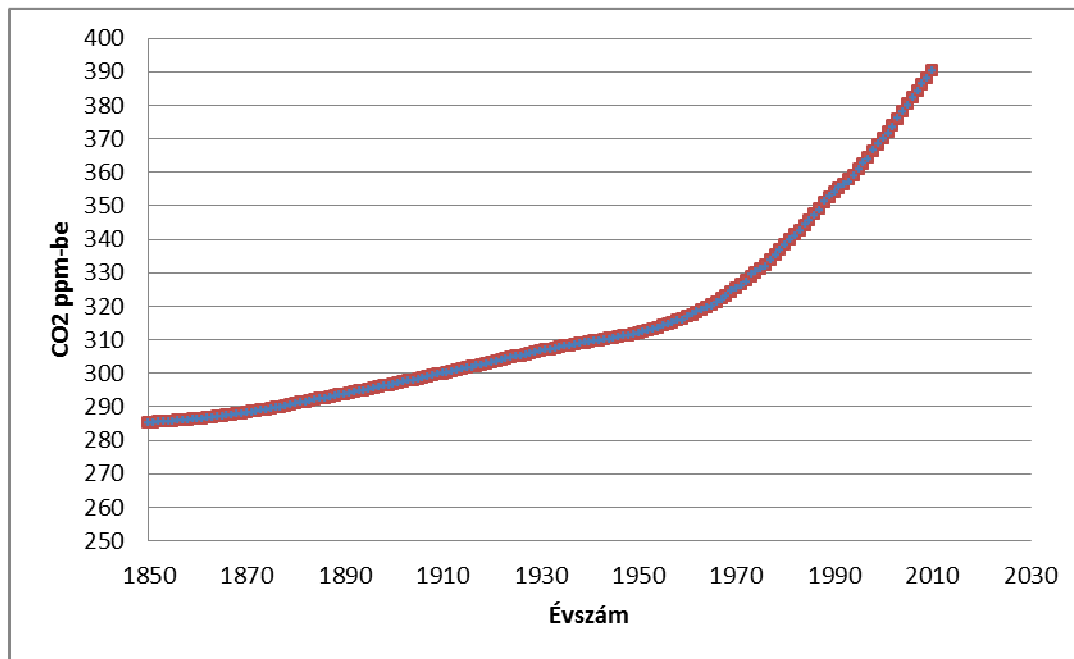
Tartalomjegyzék

1. Bevezetés.....	3
2. Előző tanulmányok.....	7
2.1. Módszer: Granger-oksági teszt	19
2.2. A Granger-oksági teszttel kapott eredmények.....	22
3. Saját munka	26
3.1. Módszerek	28
3.1.1. Trend becslése.....	28
3.1.2. Trend derivált becslése	32
3.1.3. Trendfüggvények hasonlósága	34
3.2. Eredmények.....	36
4. Összefoglalás.....	47
5. Irodalomjegyzék.....	48
6. Köszönetnyilvánítás	53

1. Bevezetés

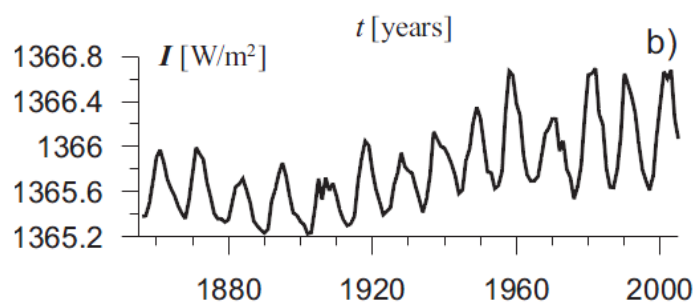
Napjainkban egyre fontosabb kérdés az éghajlatváltozás problémája. Az emelkedő hőmérséklet miatt a sarki jégsapkák nyaranta egyre nagyobb területen olvadnak el. Ennek folyamányaként az óceánok sótartalma csökkenhet, ami módosíthatja a termohalin cirkuláció által hajtott áramlásokat, melynek következtében viszont bizonyos területek éghajlata megváltozhat. Mindemellett a jég olvadása a tengerszint növekedésével jár együtt, ami a part menti városok víz alá kerüléséhez vezethet. Az említett okok és további számos beláthatatlan következmény miatt vált fontossá az olyan tényezők vizsgálata, melyek a globális átlaghőmérséklet növekedését okozhatják, mint pl. az üvegházgázok és köztük legfőképpen a CO₂ koncentrációjának emelkedése.

Parker et al. (1994) vizsgálatai szerint 1860-tól 1990-ig a globális éves átlag felszíni hőmérséklet 0,55 °C-kal emelkedett, 2005-ig vizsgálva viszont már 0,74°C-kal (*IPCC* 2007). Ugyanebben az időszakban (1860-1990) a Föld atmoszférájában lévő antropogén eredetű szén-dioxid (CO₂) gáz koncentrációja 280 ppm-ről 353 ppm-re nőtt, 2010-re viszont már elérte a 390 ppm-et is. Ez azt a hipotézist vetette fel, hogy a klímarendszerben bekövetkező magasabb átlaghőmérsékletek az antropogén hatások következményeként jelentkezhetnek. Az első ábra a CO₂ légköri koncentrációjának változását mutatja 1850 és 2010 között. A kék kereszték a CO₂ koncentrációjának értékeit, a piros vonal a ráillesztett trendvonalat mutatja. Az ábrán látható, hogy a CO₂ koncentrációja évről évre növekszik. 1930 körül a növekedési üteme lassult valamelyest, de az 1960-as évektől igen intenzív emelkedést mutat. Az általam felhasznált CO₂ adatok 1958-ig az antarktiszi jégmagokból, utána a Mauna Loa-i mérésekből vannak származtatva. (<http://data.giss.nasa.gov/modelforce/ghgases/>).



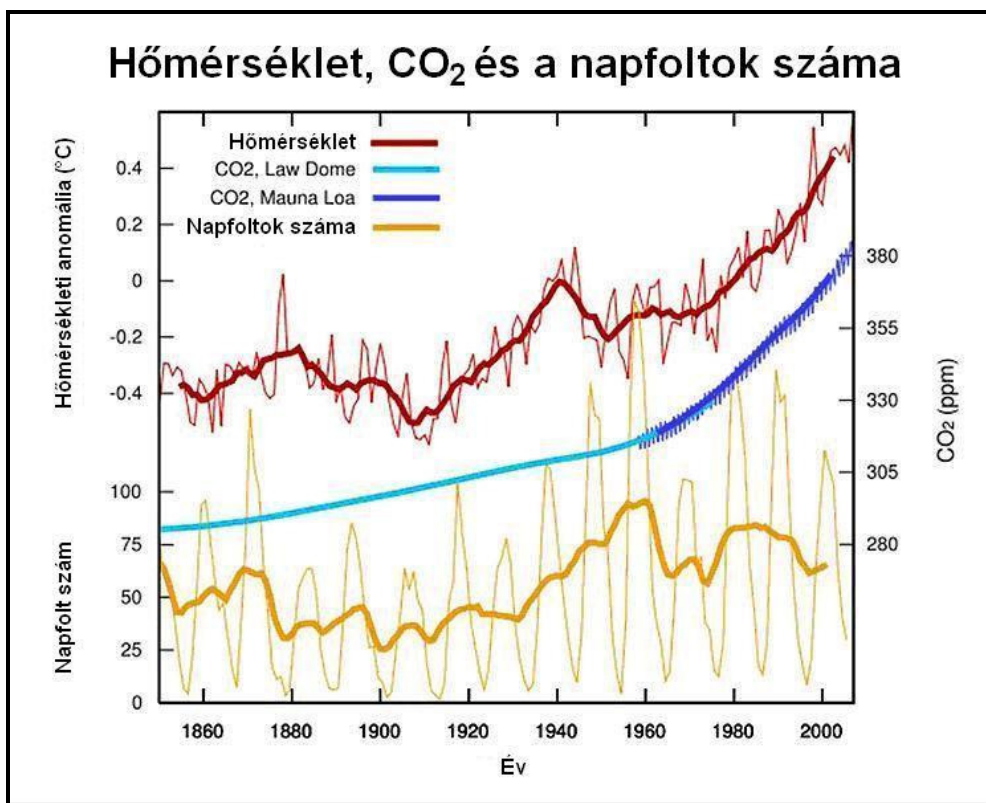
1. ábra: Szén-dioxid koncentráció mennyisége ppm-ben kifejezve 1850-től 2010-ig

Ugyanakkor a melegedés oka komplexebb annál, minthogy csak a növekvő üvegházgáz koncentrációk hatását vegyük figyelembe. Ezt mutatja az 1860 óta összegyűlt klímaadatok statisztikai elemzése is, ami alapján úgy tűnik, hogy a hőmérsékletnek létezik egy szignifikáns éves és évtizedbeli változékonysága (*Allen and Smith, 1994; Mann and Park, 1994*). Mindazonáltal úgy tűnik, hogy a felszíni hőmérséklet növekedése egy hosszabb távú melegedés része lehet, ami alapvetően a XVIII. században, az ipari korszak kezdetekor kezdődött el (*Bradley and Jones, 1993*). A Nap változékonyságának természetes hatásai és a vulkánkitörések szintén befolyással lehetnek a Föld felszíni hőmérsékletére. Ezt alátámasztja az is, hogy az elmúlt években a felszíni hőmérséklet jól korrelált (0,7-es korrelációs együtthatóval) a naptevékenységgel (*Reid, 1991*). A második ábrán a napállandó értékének változásai vannak feltüntetve W/m^2 -ben az 1800-as évek végétől a 2000-es évek elejéig. Megfigyelhető, hogy a növekvő tendenciában 1960 után volt némi visszaesés, de 1975 után újra emelkedni kezdett az értéke.



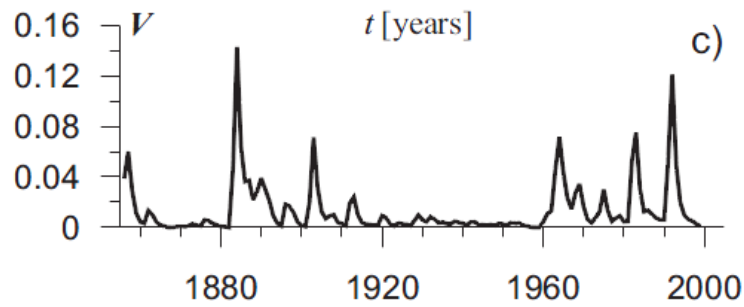
2. ábra: Napállandó változása 1860-tól 2000-ig (Smirnov and Mokhov, 2009)

A harmadik ábrán a sárga vonal jelzi a napfoltok számát, a kék vonal a CO₂ koncentrációjának értékét ppm-ben kifejezve, míg a piros vonal a hőmérsékletet mutatja. A napfoltok száma 1930-tól kezdve folyamatosan nőtt egészen 1960-ig. Ezt követően volt némi visszaesés, majd 1975 után a napfoltok száma újra nőni kezdett egészen 1990 környékéig.



3. ábra: A hőmérséklet, a CO₂ koncentráció és a napfoltok számának változása 1860 és 2000 között (Leland McInnes, 2007 alapján módosítva)

Az ipari korszak okozta felszíni melegedést próbálták kizárólag a Nap sugárzási kényszerével leírni, de ezt a feltevést elvetették. Ellenben a Nap ionizált kalcium (Ca) kibocsátás változékonyságának vizsgálata alapján kiderült, hogy a teljes szoláris besugárzás a XVII. századi Maunder Minimum (1645-1715) alatt a mai átlaghoz képest 0,24 %-kal volt kevesebb (Lean et al., 1992), ami nagyobb változásnak tekinthető, mint a 0,1 %-os 11 éves ciklusból fakadó változás. A negyedik ábrán a vulkánikus aktivitás látható az évek függvényében. Itt a vulkánikus aktivitást egy dimenziótalan mennyiségként, a vulkáni aeroszolok optikai mélységeként értelmezzük. Észrevehető, hogy 1920 és 1960 között az aktivitás értéke nagyon alacsony volt, azonban 1960 után jelentősen megnőtt. Ehhez a növekedéshez hozzájárult a Balin található Gunung Agung nevű vulkán 1963-as kitörése is.



4. ábra: Vulkánikus aktivitás 1860 és 2000 között (Smirnov and Mokhov, 2009)

Jelen tanulmányban először áttekintek néhány fontosabb korábbi vizsgálatot, melyek a hőmérséklet és az azt befolyásoló főbb paraméterek kapcsolatáról készült. Ezután bemutatom az elmúlt években elterjedt Granger-oksági teszt módszerét és annak eredményeit. Végül rátérek a saját vizsgálatomra, mely a globális hőmérséklet és a CO₂ koncentráció statisztikus kapcsolatát taglalja, valamint a felhasznált módszerekre és azok eredményeire

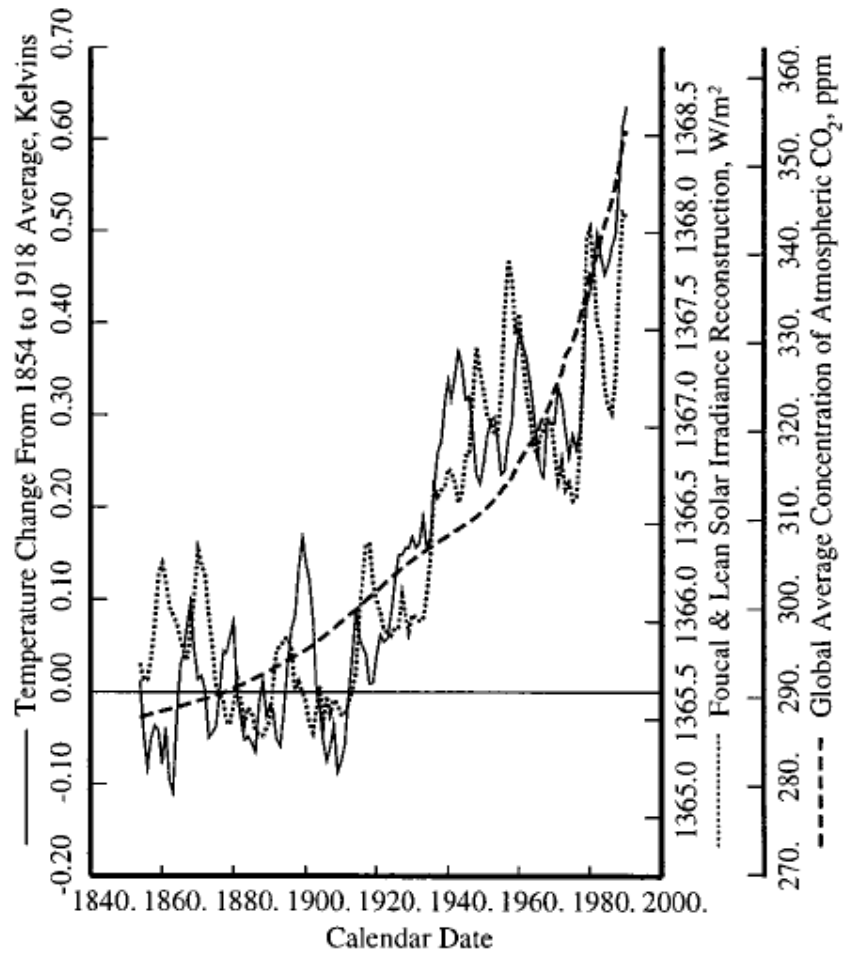
2. Előző tanulmányok

Nagyszámú korábbi tanulmány készült, ami valamilyen módon a globális hőmérséklet és az üvegházhatású gázok, valamint a naptevékenység közötti kapcsolatot próbálták feltárni. *Lean et al.* (1995) a klímaváltozás ipari korszak ideje alatti sugárzási kényszer dominanciáját vizsgálták, de mivel közvetlen napmegfigyelések csak az elmúlt 35 évben történtek, ezért 1610-től kezdve éves napbesugárzási (irradiancia) értékeket kellett rekonstruálniuk. Ehhez a Nap 11 éves aktivitási ciklusát, a napfolt-relatívszám változásban tükröződő Schwabe-ciklust (*Dammon and Sonett* 1991) vizsgálták. A napirradiancia értékek a Schwabe-ciklus alatt változóak, mivel a világosabb napfáklyák és a sötétebb napfoltok módosítják a Nap sugárzását. A napfáklyák és a napfoltok mágneses folyamatok, melyek gyakrabban észlelhetők fokozott naptevékenység alatt. A *Lean et al.* (1995) által megkapott napfolt csoportok száma 1880 után hasonló a Wolf által kidolgozott napfolt számokhoz, de valamivel alacsonyabbak. 1610-től kezdve rekonstruálták az éves UV irradiancia értékeket is. Ez a sugárzás jelentősen hozzájárul a teljes irradiancia változékonyságához (*Lean*, 1989), de a Föld atmoszférájában elnyelődik. Az UV irradiancia változása indirekt módon befolyásolhatja a klímát azzal, hogy az ózon réteget, és a sztratoszféra és a troposzféra közötti sugárzási és dinamikai csatolásokat módosítja. Ezután az ipari korszak előtt, 1610-től 1800-ig, lineáris kapcsolatot állapítottak meg az évtizedes átlag irradianciák és az Északi-hemiszféra felszíni hőmérsékletének anomáliája között. 1874 után a teljes irradiancia Schwabe-ciklusát rekonstruálták, felhasználva a Greenwichi Obszervatórium által számolt napfolt-sötétedést és a napfáklya parametrizációját. A rekonstrukció a teljes éves átlag irradiancia és a napfolt-csoportok számának direkt kapcsolatát használta fel.

Vizsgálatuk kimutatta, hogy a Schwabe ciklus változékonysága a Maunder Minimum óta napjainkig a teljes napirradiancia 0,24%-os és a 200-300 nm-es UV sugárzás 1,42%-os változásáért felelős. 1610-től 1800-ig a felszíni hőmérséklet és a napirradiancia korrelációs együtthatója 0,86 volt, a szálló por index viszont elhanyagolhatónak mutatkozott, ami alapján azt feltételezték, hogy az ipari korszak előtt a Nap hatása volt a domináns. Ezt mutatja az is, hogy ebben az időszakban az Északi-hemiszféra felszíni hőmérsékletanomáliájának 74%-áért volt felelős az éves napirradiancia. 1860 óta a 0,55°C-os felszíni melegedés nagyjából feléért a direkt sugárzási kényszer a felelős, míg az 1970 óta tartó 0,36°C-os melegedéséhez a Nap csak 0,11°C-ben járul hozzá (ez kevesebb, mint a harmada).

Thomson (1997) a globális hőmérséklet, a globális átlagos CO₂ koncentráció, valamint a napirradiancia adatok kapcsolatát vizsgálta. Egy olyan évszakmentes hőmérsékleti idősort

vizsgált, amibe beleszámította a precesszió hatásait. Nem vette számításba a sztratoszférikus aeroszol hatásait, amik a hűlésben játszanak szerepet, sem a belső visszacsatolási mechanizmusokat, mint pl. a felhőborítottságot. Az átviteli függvényeket közvetlenül becsülte a megfigyelt hőmérsékleti, CO₂ és napirradiancia adatokból. A felhasznált globális hőmérséklet idősorok az Északi és Déli-hemiszféra idősorainak aritmetikai átlagai voltak. Az átlaghőmérsékletek 1854-től 1918-ig tartó referencia időszakot öleltek át. Számos indok van, amiért ezt az időszakot választotta. Az első, hogy a napfolt számok alapján a naptevékenység az 1854-1918-as időszak alatt az elérhető 245 éves adatok alapján reprezentatívabb volt és a felhasznált 65 év lefedi a 88 éves Gleisberg-ciklus (*Dammon and Sonett* 1991) nagy részét. A második, hogy a fosszilis tüzelőanyagok égetése ebben az időszakban csak 6%-a volt a jelenlegi rátának. Az atmoszférikus CO₂ koncentrációja pedig csak 4,7%-kal növekedett 1854 és 1918 között, ami csak az egy negyede volt az 1951-1980-as rátának. A harmadik, hogy a klorofluorokarbonokat (CFC-k) és a hasonló ózonfogyasztó kemikáliákat még nem használták. Ezért ajánlatos olyan referencia időszakot venni, amikor még a klorofluorokarbonok által kiváltott sztratoszférikus kémiai változások nem kezdődtek el. Ezen időszak hátránya viszont, hogy *Keeling et al.* (1989) CO₂ mérései csak 1958-ban kezdődtek el, tehát az 1951-1980-as időszak a CO₂ adatok szempontjából jobb, mint a korábbi időszak. A *Thomson* (1997) által felhasznált CO₂ (jelölése C (t)) adatok 1955 és 1994 közötti Mauna Loa Observatórium átlagaiból és az Oak Ridge Nemzeti Laboratórium adataiból származnak. A korábbi adatok az inhomogén és szabálytalan megfigyelésekből lettek interpolálva, majd statisztikailag simítva. A felhasznált fosszilis üzemanyag termelés adatsor (F (t)) *Marland et al.* (1991) munkájából származik, és 1860-tól kezdődik. A napirradiancia adatok (L (t)) *Foukal and Lean* (1990) rekonstrukciók. Az 5. ábrán 1854 és 1994 között a különböző tényezők változásai láthatók. A folyamatos vonal a hőmérséklet átlagtól való eltérését mutatja, a szaggatott vonal a globális átlagos atmoszférikus CO₂ koncentrációját ppm-ben kifejezve, a pöttyözött vonal pedig a szoláris besugárzás rekonstrukcióját W/m²-ben.



5. ábra: 1854-1994 között, folyamatos vonal: a hőmérséklet átlagtól való eltérése. Szaggatott vonal: a globális átlagos atmoszférikus CO₂ koncentrációja ppm-ben. Pöttyözött vonal: a szoláris besugárzás rekonstrukciói W/m²-ben (Thomson 1997)

Thomson (1997) egyszerű modell egyenlete az atmoszférikus CO₂ koncentrációra a t időnél a következő:

$$C(t) = \zeta C(t-1) + \beta F(t) + \gamma T_g(t-1) \quad (1)$$

Ahol ζ a megelőző koncentrációnál megengedi az óceán és bioszféra általi szén kivétet, β a szénjelenlét része a fosszilis üzemanyagokban, ami hozzájárul az atmoszférikus CO₂ -höz, és γ a hőmérsékleti kényszer. A legegyszerűbb átviteli függvény a következő:

$$T(t) \approx s_0 L(t) + c_0 C_L(t) \quad (2)$$

Behelyettesítette az egyes egyenletből a $C(t)$ -t, és a következő egyenletet kapta:

$$T(t) \approx \bar{T} + \alpha T(t-1) + sL(t) + cC_L(t) \quad (3)$$

Ahol $F(t)$ benne van a $C_L(t)$ -ben. Az általánosított modell a következő:

$$T(t) \approx \bar{T} + \sum_{p=1}^A \alpha_p T(t-p) + \sum_{r=1}^P s_r L(t-r) + \sum_{q=1}^Q c_q C_L(t-q) \quad (4)$$

Amikor $A=0$, az autoregresszív visszacsatolás hiányzik. Az együtthatók becsléséhez 1854-1965 a választott intervallum, a validáláshoz pedig 1966 és 1990 között egy 25 éves intervallumot használt. A Gauss-Markov tétel szerint, ha a reziduumok (a közelítés hibái) normális eloszlásúak és korrelálatlanok, akkor a legkisebb négyzetek módszere a legjobb becslést adja. Mivel a reziduumok autokorrelációja mindegyik esetben nagy, ezért a legkisebb négyzetek módszere nem ad feltétlenül megbízható eredményt. A pontosabb vizsgálatához a következő egyenlet szükséges:

$$\Delta_r T(t) \approx d + \tilde{s}_0 \Delta_r L(t) + \tilde{c} \Delta_r C_L(t) \quad (5)$$

ahol $\Delta_r T(t) = T(t) - rT(t-1)$. Az (5)-ös egyenlet reziduumai ugyanis lényegesen jobban kielégítik a Gauss-Markov feltételt. A paraméterbecslés problémáját az is növeli, ha a legegyszerűbb szűrőt használják az adatokon. Az olyan egyszerű modellek ugyanakkor, melyekben a növekvő napirradiációra csökkenő átlagos hőmérséklet a válasz, nem fogadhatóak el.

Thomson (1997) a modellt 1966-nál indította és iterálta előre $t=1990$ -ig, felhasználva a meglévő napirradiancia és CO_2 adatokat. Az előrejelzés kétféleképpen futott: a hőmérsékleti adatokat az előző évtől használta fel, avagy a modell az 1965-ös hőmérséklettel indult, és az azt megelőző év hőmérsékleti adatait használta fel. A reziduumok nem mutattak jelentős eltérést a normálistól, az extrém reziduumok pedig a Krakatau 1883-as kitörése miatt jelenhettek meg. A stacionaritást vizsgáló teszt statisztikák azt jelezték, hogy a reziduumok nem tartalmaznak semmilyen nem stacionárius részt. Felhasználva, hogy a CO_2 koncentrációk 1854-től 1990-ig 287 ppm-ről 353 ppm-re változtak, az átviteli függvény a CO_2 miatt 0,61 K-nyi növekedést és $2,4 \text{ W/m}^2$ irradiancia változást jelzett.

Thomson (1997) lényegében egy sugárzási adatsort konstruált, az általa használt módszer pedig egy keverékét alkotja az időbeli és a frekvenciabeli reprezentációknak. Az előfehérített hőmérséklet adatsorok spektrumának varianciája átlagosan 87 %-a a várt Gaussi-feltevésből származó varianciának. Ezzel szemben a napirradiancia spektrumának varianciája közel tízszer nagyobb a várt 22 éves Hale-ciklushoz (*Dammon and Sonett* 1991) képest, és alacsonyabb, mint a várt 11 éves napfolt ciklus. A stacionárius Gaussi idősorokban az ilyen nagyon ritka. Úgy tűnik ezért, hogy a láthatólag véletlenszerű hőmérsékleti adatsorok nagy része nem véletlen, hanem valamilyen determinisztikus kényszer, vagy belső oszcilláció következménye. A Nap és a hőmérsékleti adatok statisztikájának hasonlósága miatt a sugárzási kényszer valószínűbb magyarázat, mint a belső oszcilláció. A spektrum becslése ugyanakkor rávilágít egy szokatlan aktivitásra az alacsony frekvenciáknál mind a Déli és mind az Északi-hemiszféra hőmérsékletében. Annak a lehetőségét viszont nem szabad elhanyagolni, hogy az adatsorokban valamilyen komplex természetes folyamat hatása jelenhet meg, körülbelül 200 éves periodicitással. A klíma a kényszerekre mindazonáltal egy lineáris válasszal reagál, ami azt jelenti, hogy a kényszerekben lévő nem-stacionaritásnak meg kell jelennie a hőmérséklet adatsorokban is, eltekintve a belső oszcillációtól.

Thomson (1997) azt találta, hogy a hőmérsékletben bekövetkező változások vezetnek a CO₂-ben bekövetkező változásokhoz ahelyett, hogy fordítva lenne - mint ahogy azt a legtöbben feltételezik. *Marland et al.* (1994) fosszilis tüzelőanyag termelés idősorának változása viszont mind a hőmérséklet, mind a CO₂ változásához vezet. Ugyanígy a napirradiancia változásai is. Annak a valószínűsége viszont, hogy a megfigyelt hőmérsékletváltozások kizárólag természetes hatások folytán mennek végbe, nagyon kicsinek tűnik. Habár a nagyobb jégkorszakok összességében nagyobb hőmérsékletváltozást eredményeztek, mint ami eddig történt a CO₂ változásának következtében, azonban az 1920 és 1990 közötti hőmérséklet olyan ütemben növekedett, mint az utolsó olvadás óta eltelt több mint 2000 évben. Az olvadás alatt a Heinrich események utáni, Észak-atlanti óceánban bekövetkező átmeneti melegedés ugyan viszonylag gyors változásnak tekinthető, viszont az utóbbi néhány évszázadban nem találtak bizonyítékot Heinrich eseményre. Az adatsorokat vizsgálva azt a következtetést lehet levonni, hogy az utolsó évszázad alatt bekövetkező napirradiancia változások a hőmérsékletnövekedés talán egy negyedét magyarázzák meg. A nagyrészt a fosszilis tüzelőanyagok antropogén felhasználásának következményeként emelkedő atmoszférikus CO₂ koncentráció okozza ugyanakkor a hőmérsékletnövekedés és az évszakai ciklus változásának nagyobb részét.

Bizonyított tény, hogy az iparosodás kezdete óta az atmoszférában lévő üvegházgázok és az antropogén szulfát aeroszol koncentrációja folyamatosan növekedett. Vitatott ugyanakkor, hogy az ezen időszak alatt megfigyelt globális felmelegedés megkülönböztethető-e a természetes klímaváltozástól, és ha igen, akkor a mesterséges kényszerek mennyire járulnak hozzá. A természetes klímaváltozás becslése egy egyszerű éghajlati modellen (*Wigley and Raper* 1990) és hosszú szimulációk valós, csatolt óceán-atmoszféra általános cirkuláció modelljén alapszik, ami azt mutatja, hogy a globális átlaghőmérséklet megfigyelt 100 éves trendje túlmutat azon, amit meg lehet magyarázni a szimulációk változékonyságával. Ezt az információt felhasználva *Hegerl et al.* (1996) kimutatták, egy az üvegházgáz értékeken és a természetes klímaváltozás térbeli és időbeli változásán alapuló optimális fingerprint módszerrel, hogy a megfigyelt utolsó 20 és 30 éves hőmérsékleti trendek 95%-os szignifikancia szint mellett nem természetes változékonyságból fakadnak. *Santer et al.* (1995) kimutatták, hogy ha a megfigyelt és szimulált (amiben benne van a CO₂ hatása is) globális nyári és őszi hőmérsékleti sorok között figyelembe vesszük az aeroszol hatását is, akkor a hőmérsékletek jól korrelálnak egymással. A megfigyelés és szimuláció között lévő erős hasonlóság azt sugallja, hogy a klímaváltozást a szimulált, antropogén kényszermechanizmusok okozzák.

Hegerl et al. (1997) az antropogén hatások következtében jelentkező klímaváltozás tulajdonságainak analíziséhez *Hasselmann* (1979, 1993, 1997) egyszerűsített multi-fingerprint módszerét alkalmazták. Míg az egyszerű fingerprint módszer optimális a klímaváltozás detektálásához, addig a megállapított klímaváltozás statisztikai konzisztenciájának tesztje különböző kényszermechanizmusok modell-előrejelzésével számos különböző fingerprint alkalmazást kíván egymással párhuzamosan. *Hegerl et al.* (1997) az 1880-tól 2049-ig tartó időszakra nézve 3 antropogén globális melegedés szimulációt futtattak, melyekből kettőbe 1700-tól 1992-ig a napsugárzás becsült hatásait is beleszámították. Az első globális melegedés szimuláció csak az üvegházgáz kényszereit tartalmazta, míg a másik kettőnél a szulfát aeroszokok direkt hatásait is figyelembe vették. Az üvegházgáz koncentrációk nettó, ekvivalens CO₂ koncentrációval vannak kifejezve (*Houghton et al.* 1990). 1880-tól a jelenig az 1957 óta tartó direkt mérésekből származó rekonstruált CO₂ adatokat és a jégfuratokból származó becsléseket használták. A szulfát aeroszol adatok a Stockholmi Egyetem Meteorológiai Intézetéből származnak és a MOUNTIA szulfur modell történelmi SO₂ kibocsátásából lettek számolva, melynek alapját *Mylona* (1993) valamint *Gschwandtner et al.* (1986) tanulmányai képezik. A napsugárzás változékonyságának becslése ugyanakkor erősen bizonytalan és ellentmondásos, ezért a szimulációk eredményeit óvatosan kell kezelni. Az

összes számítás az 1950-1979-es referencia időszak átlagához képest lett elvégezve, míg a felhasznált hőmérsékleti adatok a *Jones and Briffa* (1992) által megfigyelt felszín közeli hőmérsékletek voltak. Az optimalizált fingerprint folyamatot aztán szűrőként alkalmazták, hogy jellemezzék a felszín közeli hőmérsékletek trendjének alakulását.

Hegerl et al. (1997) több évtizedes lineáris trendet alkalmaztak arra, hogy leírják a klímaváltozás jeleinek időfejlődését. 50 éves vagy annál rövidebb időintervallumot használtak, mivel ilyen intervallumok mellett a természetes változékonyság jelenlegi szintjei magasabb megbízhatósággal becsülhetők a modell kontroll szimulációiból és időnként a megfigyelésekből is. Két egyszerű fingerprint folyamatot alkalmaztak. Egyet az üvegházgázok okozta melegedésre és egyet az aeroszol kényszerre. A Nap aktivitás változásaira nem alkalmaztak ilyet, mert nem lehetséges megbízhatóan elkülöníteni ennek a viszonylag kismértékű hatásnak a válaszfolyamatait az egész klímaváltozástól. A klímodellben lévő szisztematikus hibák, a modell érzékenységében fellépő hibák és a reziduális modellszakadások nem lettek figyelembe véve. Az indirekt aeroszol hatás is ki lett hagyva a szimulációkból. Eszerint a melegedési ráta az elmúlt évtizedekben markánsan emelkedett, ami kapcsolódik a kényszerek növekedéséhez és a melegedő óceánok hő felvételéből adódó késéséhez. 30 év körüli az optimális trendintervallum ahhoz, hogy kimutathassák az előrejelzett melegedés felgyorsulását. Ezzel szemben a hosszabb trendek, mint például az 50 év körüliek hatékonyabbak a szulfát aeroszol jelek és a háttér zajok elkülönítésében, mivel a globális átlagos szulfátterhelés közel lineárisan növekedett az utóbbi 40-50 évben. Mindazonáltal a napsugárzás változása plusz kényszerként még befolyásolhatja a megfigyelt hőmérsékleti adatokat. Ilyen változékonyságokat *Hoyt and Schatten* (1993) valamint *Lean et al.* (1995) is becsültek. A becslés az elmúlt 50 évben egy relatíve kismértékű emelkedést mutat a napsugárzásban, míg eközben az összes antropogén hatás erősen emelkedett. Ebből adódik, hogy az 50 éves hőmérsékleti trend jó megkülönböztetést biztosíthat a Nap és az antropogén kényszerek változásai között. Az egyszerű fingerprint analízis a kombinált üvegházgáz plusz aeroszol jellel a 30 éves hőmérsékleti trendfolyamatot illetően hasonló eredményre vezetett, mint a korábbi *Hegerl et al.* (1996) tanulmányának eredményei, amelyek csak az üvegházgáz hatását használták fel. Az eredmény hasonlósága, annak ellenére, hogy különböző kényszerfolyamatokat használtak, azzal magyarázható, hogy az egyszerű fingerprint esetén a válaszban a globális átlaghőmérséklet emelkedése dominál és relatíve érzéketlen a folyamatok térbeli részleteire. Az optimális multi-fingerprint módszert alkalmazva azt találták, hogy a hőmérséklet sem a csak üvegházgáz, sem a csak napsugárzás hatásait figyelembevevő szimulációval nem konzisztens. 1975-től viszont az aeroszol hatása

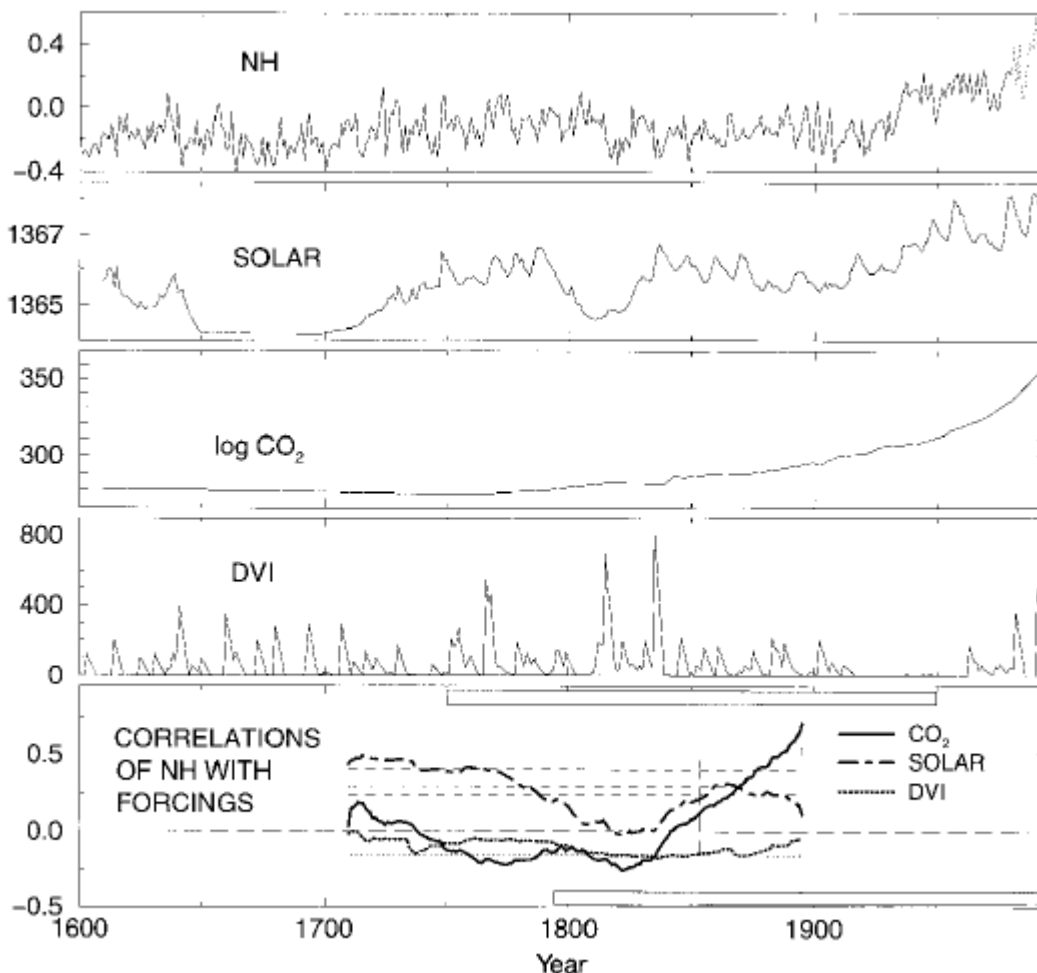
számottevővé vált, melynek következményeként 0,2K évtizedes átlaghőmérséklet emelkedés figyelhető meg. Az üvegházgázok hatását tekintve a hőmérséklet évtizedenként 0,3 K-t emelkedik. A szimulációk átlaga a napkényszer változásával némi emelkedést mutat az 1880-1992-es időszak globális átlaghőmérsékletben. Az aeroszol kényszer hatása ugyanakkor nagyobb nyáron és az alacsony és közepes szélességeken, ahol az erősebb besugárzás miatt az albedo hatás erőteljesebb. Ezek az új üvegházgázok hatását figyelembe vevő szimulációk változó mértékű melegedést mutatnak Európa felett. Nagyobb melegedést jeleznek például az Északi-hemiszféra közepes szélességei felett, mint azok a szimulációk, amelyek a Hamburg klíma modell egy előző verzióját használták fel (*Cubasch et al.*, 1992). A kombinált üvegházgáz plusz aeroszol szimulációk azt mutatják, hogy Grönland déli részén csökkent a melegedés mértéke, és kiterjedt a hűlés Észak-Európa felé is. A kizárólag üvegházgáz adatokat használó szimulációnál erősebb a melegedés az északi és közepes szélességeken, mint a kombinált szimulációnál. Egy 570 éves paleoklíma adatokból kiszámított Északi-hemiszféra feletti nyári átlaghőmérsékletek 30 éves trendje viszont megerősíti azt, hogy a század első felében történő melegedés egy szokatlan esemény volt.

Hegerl et al. (1997) a fingerprint módszert mind a 4 évszakra külön is alkalmazták, először a 30 éves trenddel, hogy jobban össze lehessen hasonlítani az éves átlagvizsgálattal. A két üvegházgáz plusz aeroszol kényszer szimuláció átlagának első empirikus ortogonális függvénye a változékonyság 48%-át magyarázza télen és tavasszal, 58%-át nyáron és ősszel, az éves átlag esetén azonban 73%-ot. A csak üvegházgázt tartalmazó szimuláció első empirikus ortogonális függvénye a változékonyság 80%-át magyarázza télen és tavasszal, 58%-át nyáron és ősszel, szemben az éves átlag 92%-ával. A legutóbbi 1946-1995-ös megfigyelt, felszín közeli nyári hőmérsékletek 50 éves trendje azonban erősen konzisztens az üvegházgáz plusz aeroszol kényszerrel. A csak üvegházgáz kényszerekre adott válasz azonban statisztikailag inkonzisztens 95%-os konfidencia intervallummal, a napsugárzás pedig 90%-os konfidencia intervallummal. A klímaváltozást legjobban szimuláló, azzal legjobban korreláló jelet az éves átlagok 30 éves trendjében találták. A legnagyobb különbségek a csak üvegházgáz kényszer és az üvegházgáz plusz aeroszol kényszerek között az 50 éves trend esetén tűntek fel az Északi-hemiszféra nyarán.

Mann et al. (1998) a klímaváltozás térbeli és időbeli folyamatait vizsgálták az elmúlt 500 évben éves, globális hőmérsékletrekonstrukciókat felhasználva. Empirikus közelítést alkalmaztak ahhoz, hogy megbecsüljék a kapcsolatot a globális hőmérséklet változása és a vulkáni aeroszol, a napirradiancia és az üvegházgázok koncentrációja között. Az 1902-1995 közötti időszakra havi műszeres földfelszíni és óceán felszíni hőmérsékleti adatokat

használtak. A műszeres felszíni hőmérsékleti adatok domináns folyamatait főkomponens analízissel (PCA) különítették el. Az első sajátvektor összekapcsolódik a szignifikáns globális melegedés trendjével az elmúlt évszázadban, leírja a globális (88%) és a hemiszférikus (73%) átlag változásának nagy részét. Az újabb sajátvektorok ellenben leírják a nagy skálájú átlagokhoz tartozó relatív térbeli változékonyság nagy részét. A második sajátvektor a domináns ENSO komponensben leírja a változékonyság 41%-át. Ez a sajátvektor egy szerény negatív trendet mutat, ami a Csendes-óceán keleti részén a La Nina jelenséget jellemzi, mint egy hűlő trendet, ami szemben áll ugyanebben a régióban az első sajátvektor globális melegedési folyamatával. A harmadik sajátvektor az évestől az évtizedes skáláig összekapcsolódik az Atlanti-medence változékonyságával és az Észak Atlanti Oszcilláció (NAO) és az évtizedes trópusi atlanti dipólus hőmérsékleti jeleit hordozza magában. A negyedik és ötödik sajátvektor a trópusi/szubtrópusi atlanti jelenségek, illetve az egész Atlanti-medence több évtizedes változásait jellemzi.

A globális klímaváltozás és a 3 külső kényszer közötti kapcsolatot az 1610-1995-ös időszak között vizsgálták. Az első kényszer a CO₂ koncentráció, a második a rekonstruált napirradiancia változások, míg a harmadik az explozív vulkanizmus szálló por indexei (DVI) voltak. 1940 előtt a klíma ipari aeroszol kényszere nem volt jelentős, ezért a hosszú távú közelítéssel kapcsolatban ennek értékelése nem lenne konzekvens. A klíma válaszát a 3 különböző hatásra többváltozós regresszióval becsülték. Ez az időfüggő korreláció a hosszú távú, Északi-hemiszféra hőmérsékleti adatainak és a lehetséges kényszerek közötti korrelációnak az általánosítása. A 6. ábrán az Északi-hemiszféra 1610 és 1995 közötti átlaghőmérsékleteinek kapcsolata látható a 3 kényszer hatásával. A legfelső ábrán az Északi-hemiszféra 1610-től 1980-ig tartó rekonstruált idősorai láthatók, melyeket kiegészítettek az 1981-1995 közötti műszeres mérésekkel. Ezt követik a rekonstruált napirradiancia értékek, majd az üvegházgázok atmoszférikus CO₂ mértékével reprezentált értékei, továbbá a DVI-t ábrázolja. A legalsó ábra az Északi-hemiszféra idősorának 3 különböző kényszerrel való többszörös korrelációját mutatja. A folytonos vonal a CO₂-t, a szaggatott vonal a napirradianciát, a pöttyözött vonal a DVI-t szemlélteti.



6. ábra: 1610 és 1995 közötti Északi-hemiszféra átlaghőmérsékleteinek a kapcsolata látható a 3 kényszer hatásával. A legfelső ábrán az Északi-hemiszféra 1610-től 1980-ig tartó rekonstruált idősorai vannak, amikhez hozzáadták az 1981-1995 közötti műszeres méréseket. Utána a rekonstruált napirradiációk értékeit, majd az üvegházgázok atmoszférikus CO₂ mértékével reprezentált értékeit, aztán a DVI-t ábrázolja. A legalsó ábra az Északi-hemiszféra idősorának a 3 kényszerrel való többváltozós korrelációját mutatja. A folytonos vonal a CO₂-t, a szaggatott vonal a napirradiációt, a pöttyözött vonal pedig a DVI-t szemlélteti. (Mann et al., 1998)

A korrelációs együttható hasonló módon lett becsülve 200 éves mozgó ablakkal mindhárom kényszerre és az Északi-hemiszféra idősoraira is. Az első számított érték közepe 1710 volt az 1610-1809-es adatok alapján, az utolsó érték közepe 1895 volt az 1796-1995-ös adatok alapján. A korreláció együtthatóinak szignifikanciáját azzal a null-hipotézissel tesztelték, ami a természetes klímaváltozás miatti véletlenszerű korreláción alapszik. A mozgó korreláció paramétereinek értéke az első ablakban (1610-1809) 0,48-tól, az utolsó ablakban (1796-1995) 0,77-ig tart.

Azt találták, hogy 1990-ben, 1995-ben és 1997-ben a hőmérsékletanomáliák nagyobbak voltak, mint 1400-ig visszamenőleg bármelyik másik évben. Ugyanakkor 1816-ban a Föld Északi-féltekéjén egy meglepően hideg periódus volt, aminek magyarázata viszont

a Tambora vulkán 1815. áprilisi explozív kitörése lehet. Mindazonáltal a korreláló erős szignifikanciát mutat az Északi-hemiszféra idősorában lévő napirradiancia hatásával a XVII. század közepétől a korai XVIII. századig tartó napaktivitás Maunder Minimuma alatt, ami egy különösen hideg periódusnak felel meg. Ellenben a napirradianciában egy tartós emelkedés lépett fel a korai XIX. századtól egészen a közép XX. századig, ami egybevág egy általános melegedő periódussal, a közép XIX. században pedig egy korrelációcsúcsot mutat. Az üvegházgáz kényszer ugyanakkor egészen addig nem mutat szignifikanciát, amíg el nem érik a XX. századot és meg nem jelenik egy nagy, pozitív korreláció. A CO₂ koncentráció emelkedésében gyorsuló ütem figyelhető meg egészen 1995 végéig, míg a napirradiancia szint emelkedése a XX. század közepén megállt. Célszerű bizonyítani tehát, hogy az üvegházhatású gázok kényszere a klíma rendszer egy jelenleg domináló külső kényszere. A szálló por indexeket vizsgálva azt találták, hogy az explozív vulkanizmus 1610 és 1995 között jelentős negatív korrelációt mutat a hőmérséklettel, legjobban akkor, amikor az 1830-as közepű 200 éves ablakban járunk, ugyanis ez az év tartalmazza a legexplozívvabb vulkáni eseményeket.

Park (2009) a CO₂ és a Nap változásának idősorait felhasználva azt akarta megmutatni, hogy ezek a változók miként magyarázzák a XX. század hőmérsékletének növekedését. A Mauna Loa Obszervatóriumból és a Déli-sarkról származó havi atmoszférikus CO₂ koncentráció adatokat használt fel. A hőmérsékletekre nézve Brohan *et al.* (2006) globális, havi hőmérsékleti anomália adatait és a globális és hemiszférikus havi átlaghőmérséklet anomália adatait használta fel. A multi-taper spektrum becslés módszere alapján kiszámolta a két idősor közötti koherenciát, amivel azt vizsgálta, hogy a két idősor mely frekvenciákon változik hasonló módon. A becslése nagyjából egyezik Kuo *et al.* (1990) becslésével. Miszerint a CO₂-vel a kontinentális területeken alacsony évközi összefüggést talált, a föld bázisú szén ciklus visszacsatolásának köszönhetően, ami viszont kapcsolódik a lokális hőmérsékletváltozáshoz, mint pl. a permafroszt olvadása. 1958-1988 között nagy volt a CO₂ éves ciklus fluktuációja 3-4 ppm/°C értékkel. 1979-2008 között viszont az éves ciklusfluktuáció nem volt nagyobb, mint a háttér spektrum, vagyis gyenge a kapcsolat a globális átlaghőmérséklettel. A kapott eredmény alapján arra jutott, hogy az Észak-atlanti szénmedence hatékonysága megváltozott. Azt találta, hogy a CO₂ fluktuációját a globális hőmérséklet változékonysága okozza. Ugyanakkor feltételezte, hogy a hőmérséklet és a CO₂ között létezik egy fázisváltás, ami az 1979-2008 közötti időszakban egy egyszerű fizikai mechanizmusra vezethető vissza. A melegebb víz kevesebb elnyelt CO₂-t tud megtartani,

tehát az óceán felszínhőmérsékletének emelkedése összefüggésbe hozható a felszíni óceánok CO₂ megtartásának csökkenésével. Az ezt leíró egyenlet a következő:

$$\frac{d(CO_2)}{dt} = k\Delta T(t) \quad (6)$$

Ahol a k -t konstansnak vette. Az 1958-1988 időszak között a fizikai modell évközi összefüggése kevésbé egyszerű, mivel az atmoszférikus CO₂ hatása 6 hónapon belül hozzáadódik a globális ΔT -hez. Azt is feltételezte, hogy a koherenciában bekövetkező változás összekapcsolható az óceán és az atmoszféra közötti globális szén-cserélődés változásával. Ha ez a cserélődés közel van egy stabil értékhez, a globális átlag óceáni felszínhőmérsékletben bekövetkező szerény változás egy fix időkereten belül illeszkedik hozzá. Ha az atmoszférikus és az óceáni szénrezervoárok messze vannak az egyensúlyuktól, akkor az évközi ΔT elér egy csúcsot és előjelet vált mielőtt az atmoszférikus CO₂ teljesen hozzáigazodna. Az 1979-2008 közötti spektrális összefüggés alapján e feltevés miatt az óceáni felszínhőmérséklet fluktuációjához viszonyított atmoszférikus CO₂ beállási ideje 15 hónapra növekedett, vagy még ennél is többre.

A *Kuo et al.* (1990) tanulmány is a hőmérséklet és a CO₂ között próbált kapcsolatot találni. Ők a globális hőmérsékletet hozták összefüggésbe a 30 éves Mauna Loa-i havi CO₂ adatsorokkal. *Dettinger and Ghil* (1998) spektrum analízist használt, hogy összefüggést találjon a CO₂ változása és a trópusi óceáni felszínhőmérséklet között. *Gruber et al.* (2002) az Észak-atlanti óceáni szénmedencének az év közbeni változását figyelte meg, hogy kapcsolatban áll-e az óceáni felszínhőmérséklettel. *Keeling et al.* (1996) a szénmedencét, mint földi bioszférát figyelték meg a CO₂ változás szempontjából.

2.1. Módszer: Granger-oksági teszt

A CO₂ koncentráció és a globális hőmérséklet tisztán statisztikai alapú kapcsolatának keresése eredményeképp, mint láttuk, komoly korreláció található a két adatsor között. E statisztikailag igazolt kapcsolat azonban semmit nem mond arról, hogy a két mennyiség közötti kapcsolat ok-okozati összefüggésben áll-e. Az oksági összefüggés felderítése érdekében az utóbbi években jelentősen elterjedt a Granger-féle oksági elv (*Granger*, 1969) alkalmazása.

A Granger-oksági teszt annak megállapítására szolgál, hogy egy változó múltbeli alakulása hordoz-e információt egy másik változó jövőbeli értékére nézve, azaz hogy segít-e előrejelezni azt. Két valószínűségi változóra nézve azt mondhatjuk, hogy az X valószínűségi változó oksági hatással van Y valószínűségi változóra, ha Y előrejelzése jobb, amikor nemcsak Y múltbeli értékeit, hanem X múltbeli értékeket is felhasználjuk. Azt, hogy ez az oksági hatás fenn áll-e, statisztikai próbával deríthető ki.

A Granger-teszt elvégzéséhez először konstruálunk egy egyváltozós autoregresszív (AR) modellt. Egy p -edrendű autoregresszív (AR(p)) folyamatnak nevezzük a következő összefüggéssel definiált kifejezést:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + e_t \quad (7)$$

y_t , $t = \dots, -1, 0, 1, \dots$ diszkrét paraméterű sztochasztikus folyamat, ahol y_t valószínűségi változót a megelőző időpontokhoz tartozó $y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$ valószínűségi változók lineáris kombinációjával közelítjük, és a közelítés hibája az e_t fehérzaj folyamat, azaz

$$E[e_t] = 0, \quad B_e(\tau) = E[e_t e_{t+\tau}] = \begin{cases} \sigma_e^2, & \tau = 0 \\ 0, & \tau \neq 0 \end{cases} \quad (8)$$

vagyis a várható értéke azonosan nulla, és a folyamat korrelálatlan. Az $(a_1, a_2, \dots, a_p)$ együtthatók a legkisebb négyzetek módszerével becsülhetők, nevezetesen $(a_1, a_2, \dots, a_p)$ szerint minimalizáljuk az

$$RSS = \sum_{t=p+1}^n (y_t - \sum_{j=1}^p a_j y_{t-j})^2 \quad (9)$$

mennyiséget, ahol $y_1, \dots, y_n$ most a rendelkezésre álló idősort jelöli.

Az autoregresszív modell rendjét, p -t, úgy választjuk meg, hogy elég nagy legyen ahhoz, hogy az

$$y_t - \sum_{j=1}^p a_j y_{t-j} \quad (10)$$

reziduális hibák korrelátlanságát biztosítani tudja, vagyis az autoregresszió hibája fehérzajként viselkedjék. Ez az elv az AR modell illeszkedésének ellenőrzésekor jön elő, a rend meghatározására még az ellenőrzést megelőzően van szükség. Ehhez az *Akaike*-féle (*Akaike*, 1974), vagy *Schwarz*-féle, más néven *Bayes*-féle (*Schwarz*, 1978) információs-kritériumot használunk. *Akaike* (1974) a következő formulával írta le a statisztikai modell illeszkedésének a jóságát:

$$AIC(p) = n \ln \hat{\sigma}_{ML}^2 + 2(p) \xrightarrow{p} \min \quad (11)$$

melyben $\hat{\sigma}_{ML}^2$ a fehérzaj szórásnégyzetének maximum-likelihood becslése, azaz

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = RSS / (n - p) \quad (12)$$

AIC első tagja a zaj szórásnégyzetével arányos és azt fejezi ki, hogy a cél a zaj minél kisebb szórásnak biztosítása. Növekvő p mellett persze ez automatikusan egyre kisebb lesz, ám egyre több paraméter becslése, vagyis egyre nagyobb statisztikai bizonytalanság árán. Ezért a második tag a becsült paraméterek számával arányosan bünteti az első tagot. Ha p túlzottan nagy, akkor a szórásnégyzet kicsi, de a büntető tag igen nagy lesz. Ha ellenben p túl kicsi, akkor a büntető tag is kicsi, ám a szórásnégyzet nagy. Az a jó p érték tehát, ami megfelelő egyensúlyt teremt a modell foka és a hozzá tartozó zaj szórásnégyzetének becslése között.

Leginkább akkor használjuk ezt a képletet, amikor az idősorunk viszonylag rövid. Ha hosszabb idősorról van szó, akkor a *Bayes*-féle (1978) információs-kritériumot használjuk:

$$BIC(p) = n \ln \hat{\sigma}_{ML}^2 + \ln(n)(p) \rightarrow \min_p \quad (13)$$

Itt nagyobb a büntető tag, ezért olykor alacsonyabb fokszámot tekint optimálisnak, mint AIC, ami helyes is, mert ez utóbbi hosszú idősor mellett hajlamos felülbecsülni p értékét. A most említett két kritérium mellett egy harmadikat, a

$$HQC(p) = n \log \left(\frac{RSS}{n} \right) + 2p \ln \ln(n) \quad (14)$$

Hannan-Quinn (HQ) (1979) statisztikát is felhasználhatjuk, ami *AIC* és *BIC* tulajdonságai között teremt kompromisszumot.

Az egyváltozós autoregresszív modell után, konstruálunk egy kétváltozós, vektor autoregresszív (VAR) modellt is:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + b_1 x_{t-1} + \dots + b_p x_{t-p} + s_t \quad (15)$$

Az e modellhez tartozó reziduumok négyzetösszege

$$RSS = \sum_{t=p+1}^n (y_t - \sum_{j=1}^p a_j y_{t-j} - \sum_{j=1}^p b_j x_{t-j})^2 \quad (16)$$

lesz. A Granger-teszt során a null-hipotézis az, hogy nincsen okozatiság, tehát $b_1 = \dots = b_p = 0$. Ezzel kapcsolatban számos statisztikai próba ismeretes, amelyek általában (bár nem kizárólagosan) az AR és a VAR modellekhez tartozó RSS értékek összevetésén alapulnak. Ezek legelterjedtebb verziója a Granger-Sargent-teszt (*Sargent* 1979). További módszerként említhető a *McCracken* (2007) féle MSE-teszt, ami hasonló *Diebold and Mariano* (1995) t -tesztjéhez. A másik az MSE-REG teszt, amit eredetileg *Granger and Newbold* (1997) javasolt. Az eljárások normális eloszlás esetére és stacionárius idősorokra alkalmazhatóak, ha a paramétereket a legkisebb négyzetek vagy a maximum-likelihood módszerrel becsülik (*McCracken*, 2007).

Természetesen a másik irányban is nézhetjük az oksági viszonyt, hiszen ehhez csak értelmezni kell az x_t -re vonatkozó VAR modellt is. Amennyiben arra jutunk, hogy X Granger-oka Y -nak és ezzel együtt Y Granger-oka X -nek, akkor kölcsönhatásról beszélünk.

Fontos megjegyezni, hogy a Granger-okságra vonatkozó hipotézisvizsgálat stacionárius idősorokon történhet. A vizsgált adatsorok azonban általában nem ilyenek, köszönhetően például az éghajlatváltozásnak. Különösen intenzív trend figyelhető meg a CO₂ koncentráció adatsorában; lásd 1. ábra. Ezért valamilyen módon, rendszerint az adatok időbeli különbségét képezve, közelítőleg kiszűrjük a trendet. Így viszont csak a trend körüli ingadozást jellemzik, tehát magáról a trendről, például a globális hőmérséklet és CO₂ koncentráció trendjének kapcsolatáról nem tudunk meg semmit.

2.2. A Granger-oksági teszttel kapott eredmények

A Granger-oksági módszert számos esetben alkalmazták már a klímatanulmányok során. Elsősorban az üvegházhatású gázok vizsgálatára használják, de más állapotváltozókat is elemeznek vele. *Sun and Wang* (1996) a tesztet arra használta, hogy kapcsolatot találjon a CO₂ kibocsátás és a globális hőmérséklet között. *Kaufmann and Stern* (1997) a Déli-hemiszféra és az Északi-hemiszféra hőmérsékletének kapcsolatát vizsgálta. *Salvucci et al.* (2002) Illinoisban vizsgálták a csapadékból származó talajnedvesség visszacsatolásokat. Bizonyítékot találtak arra, hogy a talajnedvesség hatással van a csapadéokra.

Triacca (2005) által végzett vizsgálat *Toda and Yamamoto* (1995) módszerét használta fel, melyben a CO₂ és a hőmérséklet Granger-oksági viszonya közötti kapcsolatot próbálta feltárni. A változók, amelyeket felhasznált: CO₂ koncentráció a Mauna Loa Observatórium 1959-től származó adataiból; a globális felszíni hőmérséklet és a Déli-hemiszféra felszíni hőmérséklete. 1860 és 2000 közötti időszakot vizsgált, 10 alperiódust bevezetve. A modell maximális rendjének $p=1$ -et feltételezve, elfogadta a null-hipotézist az összes alperiódusra, miszerint nincs oksági viszony a két változó között. Gyenge bizonyítékot a kapcsolat létezésére csak akkor kapott, amikor az egész periódust vizsgálta. $p=2$ -nél is csak egy alperiódusnál tudta elutasítani a null-hipotézist. Tehát azt állapította meg, hogy nem található Granger-oksági viszony a két vizsgált változó között, a módszer pedig úgy tűnik, hogy nem a legmegfelelőbb eszköz ennek a kapcsolatnak a feltárásához.

Elsner (2007) arra használta az analízist, hogy kapcsolatot teremtsen a tengerfelszín hőmérséklete és a globális felszíni hőmérséklet között az Atlanti hurrikánok szempontjából.

Úgy találta, hogy a tengerfelszín hőmérsékletének a visszacsatolása okozza az Észak-atlanti Oszcillációt.

Smirnov and Mokhov (2009) a Granger-oksági módszert kiegészítették egy hosszú távú oksági módszerrel is, hogy jobban megismerjék a CO₂ és a globális hőmérséklet kapcsolatát. A legnagyobb problémát az jelentette, hogy miként tudják detektálni a klímaváltozásban fellépő természetes és antropogén hatások relatív szerepét. A változók, amiket felhasználtak a következők voltak: 1856 és 2005 közötti átlag globális felszíni hőmérsékletanomáliák; ugyanezen időszak napirradiancia értékei; 1856 és 1999 közötti vulkántevékenység értékei és az 1856 és 2004 közötti CO₂ koncentráció atmoszférikus mennyisége. Egyváltozós, kétváltozós és többváltozós modellt elemeztek különböző intervallumokra. Az egyváltozós lineáris AR modell vizsgálata 1856 és 2005 között történt és az eredmények alapján a modell 17% globális hőmérsékletemelkedést nem magyarázott meg. Ezután ráillesztették a modellt az 1856-1985-ös intervallumra, és azt nézték meg, hogy az 1985-2005 közötti időszakra jól jelzi-e előre a hőmérsékletemelkedést. Ezzel a módszerrel, a modell 34%-ot nem magyarázott meg. Többféle kétváltozós modellt is vizsgáltak, az egyik ilyen a naptevékenységet figyelembe vevő modell volt. 1856 és 1985 között jelentős kapcsolatot találtak a $p < 0,035$ szignifikancia szinten. Az 1985-2005 közötti időszakra viszont nem hozott szignifikáns eredményt a vizsgálat. Feltételezték, hogy a többi tényező befolyása növekedett meg ebben az időszakban. A hosszú távú oksági előrejelzés azt mutatta, hogy az utóbbi évtizedekben nincs köze a naptevékenységnek a globális felszíni hőmérséklet növekedéséhez. A vulkántevékenységet figyelembe vevő modell eredménye az 1856 és 1999 közötti időszakra $p < 0,03$ szignifikancia szintet mutatott. Azt találták, hogy a vulkanikus hatás hosszú távú hatása csökkenti a globális felszíni hőmérsékletet. A CO₂ koncentrációt tartalmazó modell 1856-2005 között ugyanakkor jelentős kapcsolatot talált a $p < 0,0002$ szinten. Az 1856-1960 közötti modell kielégítően előrejelezte a későbbi globális hőmérsékletnövekedést. A hosszú távú modellnél bemenő adatnak az 1856-os CO₂ értéket használták az 1856-1985 intervallumra illesztve, így a hőmérséklet inkább fluktuáció, mint trend lett. Eredménynek azt mondhatták, hogy a CO₂ növekedése a globális hőmérsékletnövekedés nagy részét megmagyarázza. A többváltozós modell eredményeként az utóbbi években a CO₂ a hőmérsékletemelkedés 75%-át magyarázta meg. Ha viszont konstans CO₂ értéket vettek, akkor a hőmérsékletnövekedés elmaradt. Majd ráillesztették 1856 és 1960 közé a modellt, és azt vizsgálták, hogy mi történik, ha 1960 után a CO₂ nem növekszik tovább. Azt találták, hogy a hőmérséklet nem sokkal ezután szintúgy megáll a növekedésben. Rámutattak arra, hogy a CO₂ rövid távú hatása sokkal erősebb, mint a másik két faktor hatása.

Kodra et al. (2011) szintén vizsgálták az említett két változó Granger-oksági viszonyát. Az IPCC jelentés szerint a XX. század második felében, 90% valószínűséggel, a globális hőmérsékletemelkedés több mint 50%-áért felelősek az antropogén üvegházgázok. *Kodra et al.* (2011) által felhasznált változók a következők voltak: CO₂ koncentráció a Mauna Loa Observatóriumból származó adatokból 1959 és 2008 között. Az 1964-es év adatai hiányoztak, de interpolálással sikerült évi átlagos értéket kiszámolniuk. 1860-1958 között a jégfuratokból megállapított CO₂ értékekből 20 éves simított becslést alkalmaztak. A további változók a hőmérséklet 1860-2008 közötti értékei, ezek anomáliák az átlaghoz képest, és az ENSO 1860-2008 közötti évi indexei voltak. Többféle analízist végeztek, melyekkel újabb bizonyítékokat találtak arra nézve, hogy a sugárzási kényszer hatással van a globális hőmérsékletre. Végeztek egy korreláció analízist is, amelybe az ENSO indexeket is belefoglalták. A feltételezésük az volt, hogy az ENSO indexek befolyásolják a globális hőmérsékletet és lehetséges, hogy elfedik a korábbi évek sugárzási kényszereinek hatásait. Erre a kapcsolatra szignifikáns eredményt kaptak.

Attanasio, Pasini and Triacca (2011) újabb Granger-oksági tesztet végzett. Out-of sample módszert alkalmaztak 1850 és 2007 közötti éves átlagokra. Az előző tanulmányokban a kutatók in sample módszert használtak, ami azt jelenti, hogy az előrejelzés készítéséhez és a modell felépítéséhez múltbeli adatokat alkalmaztak. Az out-of sample módszer lényege, hogy olyan adatokat használ fel, amiket becsülni, vagy előrejelezni akarunk. *Attanasio, Pasini and Triacca* (2011) által felhasznált változók: globális földi és tengerfelszíni hőmérsékleti anomáliák; napirradiancia értékek; kozmikus sugárzás intenzitásának értékei; 550 nm-nél lévő sztratoszférikus aeroszol optikai vastagsága, továbbá CO₂, metán (CH₄), és dinitrogén-oxid (N₂O) koncentrációk voltak. 5 időszakra végeztek teszteket, amikben a természetes és az antropogén hatásokat vizsgálták. Eredményként azt találták, hogy ha csak a természetes forrásokat vizsgálták, akkor 10%-os szignifikancia szinten csak 2 esetben utasíthatják vissza a null-hipotézist (miszerint nincs okozati viszony). Tehát azt lehet megállapítani, hogy leginkább az antropogén hatások tehetnek a melegedésről. Ha az antropogén hatásokat vizsgálták, akkor a CO₂-nél és az N₂O -nál 1%-os illetve 5%-os szignifikancia szinten mindig visszautasították a hipotézist. A CH₄ -nél nem mindig lehetett visszautasítani, ez függött attól a módszertől, amit felhasználtak. Erre a CH₄ és a klímarendszer nemlineáris kapcsolata adhat magyarázatot.

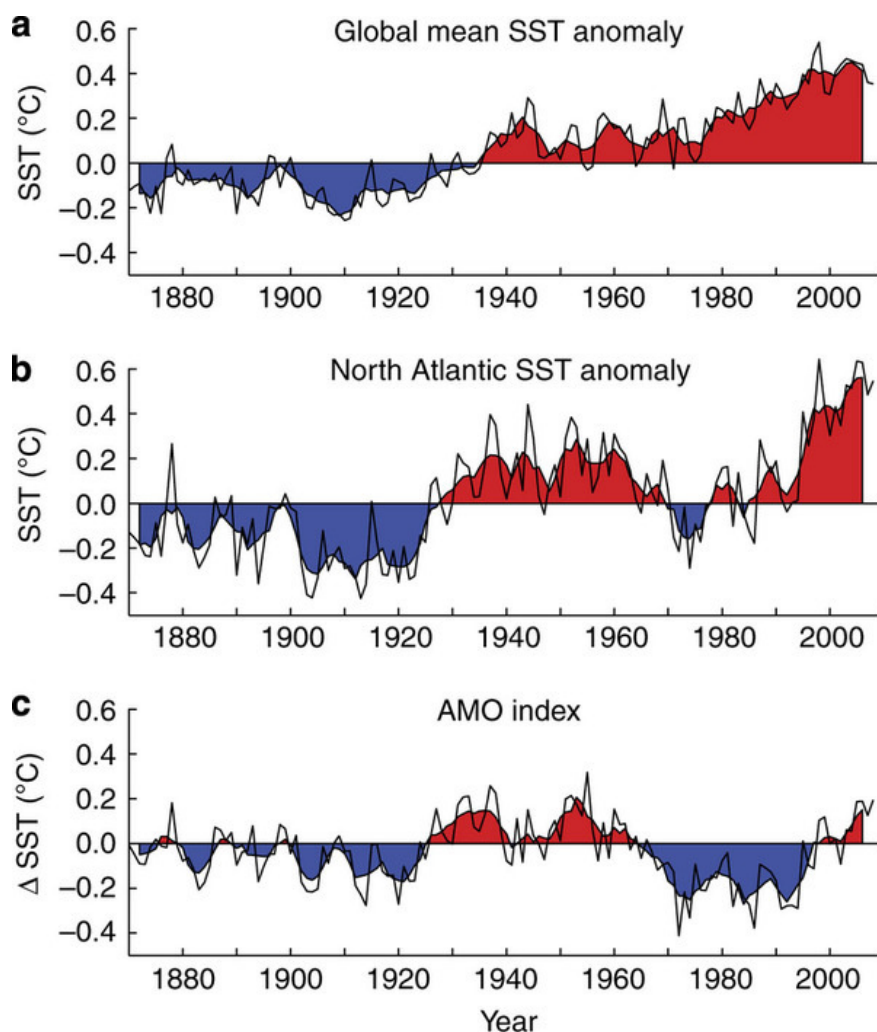
Attanasio (2012) elvégezte ugyanazt a tesztet, mint az előző tanulmányában, csak most in-sample módszerrel *Toda and Yamamoto* (1995) módszerét alkalmazva. Azt kapta, hogy a

természeti hatásoknál soha nem utasítható vissza a null-hipotézis, kivéve a kozmikus sugárzás esetében. Tehát azt mondhatjuk, hogy ezeknek a változóknak nincs befolyásoló szerepük a globális hőmérsékletre nézve. A CO₂-nél viszont mindegyik esetben szignifikáns eredmény adódott, ugyanakkor a metánnal nem mindenhol. Az N₂O -nál már szinte alig észrevehető oksági viszonyt találtak. A teljes antropogén hatás mindazonáltal jelentős, ugyanis mindenhol visszautasítható a null-hipotézis.

3. Saját munka

Dolgozatomban többféle módszert alkalmaztam a globális hőmérséklet és a CO₂ koncentráció kapcsolatának vizsgálatára. Mivel a CO₂ koncentráció az idő függvényében monoton nő, logikus elvárás, hogy a rá adott hőmérsékleti válasz is közel monoton növekedjen. A légköri CO₂ tartalom mellett azonban számos egyéb tényező alakítja éghajlatunkat, ezért ez a monotonitás jelentősen sérülhet. Tisztább képet kaphatunk, ha megpróbálunk kiszűrni, figyelembe venni olyan természetes hatásokat, melyek a CO₂ szerepének felderítésében zavaró tényezőnek tekinthetők. Ehhez az AMO-t (Több Évtizedes Atlanti Oszcilláció) használtam fel. Az AMO egy több évtizedes, ciklikus jelenség, az Észak-atlanti vízfelszín hőmérsékletének hosszú távú ingadozásáért felelős, amit először *Schlesinger and Ramankutty* (1994) mutatott be. Ezt a 65-80 éves periódusidejű oszcillációt az atlanti termohalin cirkuláció váltakozása és a hozzá kapcsolódó óceáni hő transzport fluktuációja eredményezi. A termohalin cirkuláció befolyásolja az Észak-atlanti vizek hőmérsékletének változását. A tengervíz hőmérsékleti anomáliája pedig a tengerszinti légnyomási mezőket módosítja. Ez azonban megváltoztatja a légáramlási viszonyokat, amelyek kihatnak a tengeri jégszállításra a Fram-szorosban, így módon hatva az édesvízi transzportra. Ez utóbbi azonban visszahat az atlanti termohalin cirkulációra, egy körforgást létrehozva (*Fodor és Seres* 2008).

A jelenség leírására szolgáló hőmérsékleti indexszám az AMO index, az Atlanti-óceán Egyenlítőtől északra eső részének vízhőmérsékletéből számított területi átlagának a trendnélküli időszora. Mivel elsősorban évtizedes időskálán vizsgálják a folyamatot, ezért a kapott adatsort simítani kell. Az adatsorban az AMO két jellegzetes fázisa különül el, az úgynevezett meleg és hideg fázis. A fázisok közötti hőmérsékletkülönbség körülbelül 0,4 °C. Az elmúlt másfél évszázad során az AMO két teljes, 65-80 éves periódusidejű ciklust írt le. A 1990-es évektől kezdve, a meleg fázisában vagyunk. A 7. ábra 1870 és 2008 között több tényezőt ábrázol. Az a) jelzésű a globális tengerfelszín átlaghőmérsékletének az anomáliája látható. Észrevehető, hogy 1940 óta az átlag felett tartózkodik az értéke. A b) jelzésű az Észak-atlanti tengerfelszín hőmérsékletanomáliáját ábrázolja. Itt a melegedés előbb kezdődött el, mint az előző ábrán, de 1970 környékén volt egy negatív szakasz. A c) jelzésű ábra pedig az AMO indexeket mutatja, annak a hideg és a meleg fázisait. Észrevehető kapcsolat húzódik a b) és a c) jelzésű ábra között.



7. ábra: 1870-2008 közötti időszakban a) globális tengerfelszín átlaghőmérsékletének az anomáliája. b) az Észak-atlanti tengerfelszín hőmérséklet anomáliája. c) AMO indexek (Knudsen et al. 2011)

Gray et al. (2004) faévggyűrűk segítségével rekonstruálták az AMO indexet egészen 1567-ig visszamenőleg. A vizsgálatok szerint az AMO a műszeres mérések előtti időszakban is jelen volt, 60-100 éves kvázi-periódusidejű oszcillációval. Andronova and Schlesinger (2000) globális éghajlati modellekkel végzett kísérleteik alapján arra a következtetésre jutottak, hogy a hőmérsékleti adatokban jelentkező 65-70 éves ciklusok a légkör és az óceán kölcsönhatásának eredményei, és azok külső kényszerek hatásai nélkül jönnek létre. Sutton and Hodson (2005) az éghajlati modellek alapján azt találták, hogy az AMO ismét negatív fázisba mehet át. Ennek okáról Knight et al. (2005) szerint az atlanti termohalin cirkulációnak a következő egy évtizedben bekövetkező lassulása tehet. A jelenlegi számítások szerint a mostani meleg fázis minimum 2015-ig, legkésőbb 2035-ig fog tartani.

Az AMO vezető szerepet játszik Goldenberg et al. (2001) és Zhang and Delworth (2006) szerint a Száhel-övezet nyári szárazságainak megjelenésében és az atlanti

hurrikánaktivitás több évtizedes változékonyságában. Az AMO meleg fázisa alatt a kisebb hurrikánok (1-es, 2-es kategóriájúak) száma kicsit növekedett, míg az erősebb hurrikánok száma majdnem a duplájára nőtt, mint a hideg fázisában. *Goswami et al.* (2006) szerint hatással van az indiai nyári monszun csapadékmennyiségének a változására is. Kapcsolatban áll a több évtizedes időskálán visszatérő óriási aszályokkal Észak- és Közép-Amerikában (*Enfield et al.* 2001; *Schubert et al.* 2004; *Curtis* 2008). Amikor az AMO a meleg fázisában van, akkor az aszályok gyakoribbak és hosszabbak lesznek. A XX. század legnagyobb szárazságai közül kettő, az AMO 1925 és 1965 közötti meleg fázisában történt. Florida környéke viszont ellentétesen viselkedik, a meleg fázisban több esőzés várható. *Sutton and Hodson* (2005) rámutatott arra, hogy az AMO Európa nyári éghajlatának több évtizedes változásának alakításában is szerepet játszik. *Li and Bates* (2007) azt is igazolták, hogy az AMO Kína keleti részének téli középhőmérsékletére és csapadékviszonyaira is hat, ha több évtizedes időskálát tekintünk. *Venegas and Mysak* (2000) azt találták, hogy a Grönland-tenger jégkoncentrációjának és a magasabb, északi szélességek légnyomás ingadozásának több évtizedes oszcillációja is kapcsolatban áll az AMO-val. Az AMO befolyásolja még az Atlanti-óceánban élő tőkehalállomány nagyságát is. Az éghajlati hatások a tengeráramlatokon és a táplálékláncon át hatnak közvetetten a halivadékokra, de nem azonnal fejtik ki a hatásukat, hanem körülbelül három év elteltével. A NAO és az AMO együttesen a szaporulat ingadozásának 92 %-áért tehető felelőssé. (<http://hvg.hu>)

Tehát munkám során az AMO kiszűrésével tisztább képet kapunk arról, hogy az antropogén hatások, pontosabban a CO₂ koncentráció szerepet játszik-e a hőmérséklet trendjének kialakításában. A felhasznált hőmérsékleti adatsor (*Jones et al.*, 2010) az 1963-1990-es referencia időszakhoz képesti, Északi-hemiszféra éves, átlagos hőmérsékletanomália 1850-től 2010-ig tartó adatsora. A továbbiakban a felhasznált módszereket fogom ismertetni.

3.1. Módszerek

3.1.1. Trend becslése

Ha adatsorok időbeli viselkedését akarjuk jellemezni, akkor az elsődleges feladat, a fellelhető trend, azaz a várható éték hosszú távú változásainak becslése. Ennek leírásához *Matyasovszky* (2002) könyvét vettem alapul.

Polinomiális trend

Vegyünk egy $t_0, t_1 \dots t_n$ időpontokban megfigyelt $y_0, y_1 \dots y_n$ értékeket a következő formában:

$$y_i = g(t_i) + e_i \quad i = 0, \dots, n, \quad (17)$$

Ahol $g(t)$ a várható érték időbeli viselkedését reprezentáló ún. trendfüggvény, e_i pedig fehérzaj. Legyen a trendfüggvény az idő polinomjaként előállítható függvény:

$$g(t) = a_0 + a_1 t + \dots + a_p t^p \quad (18)$$

Tegyük fel, hogy n páros és $m=n/2$. Legyen az időskála olyan, hogy a nulla időpont a megfigyelési sorozat közepére essék, tehát $t_i = i - m$. A legkisebb négyzetek módszere a következő mennyiség $a_0, a_1 \dots a_p$ szerinti minimalizálásával fogalmazható meg:

$$\sum_{i=0}^n (y_i - \sum_{j=0}^p a_j (i - m)^j)^2 \quad (19)$$

A megfigyelések szórása ugyan állandó, de a becsült trend szórása függ attól, hogy az adatsor melyik részét tekintjük. Az idősor közepén minimális a szórás, de attól távolodva a $(2p)$ -edik hatvány szerint nő. Megmutatható az is, hogyha a trend valóban egy p -ed fokú polinom, akkor az indokoltnál magasabb fokszámú polinom használata növeli a becslés szórását, hosszabb adatsor pedig kisebb szórást tesz lehetővé.

A gyakorlatban persze a trend sosem egy ismert fokszámú polinom. Ha viszont a feltételezett változás viszonylag sima, akkor a trendfüggvény jól közelíthető egy alkalmas fokú polinommal. A probléma a megfelelő fokszám kiválasztása. Ha túlságosan sima modellt választunk (alacsony fokszámot), akkor a becslés torzított lesz, azaz legfeljebb csak a változás alapvető tendenciáját lehet kimutatni. Ha viszont túlzottan laza modellt (magas fokszámot) választunk, akkor a becslés szórása túlságosan nagy lesz és így a trend felesleges mértékben idomul az adatsorhoz és olyan változást detektálhatunk, ami valójában nem is létezik. Ha nulladfoktól elindulva egyre magasabb fokú polinomot illesztünk az adatsorhoz és közben

kiszámítjuk az aktuális becsült szórásnégyzet, amit a következő formula ad meg, akkor megtalálhatjuk a megfelelő fokszámú polinomot:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-p} \sum_{i=0}^n (y_i - \sum_{j=0}^p \hat{a}_j (i-m)^j)^2 \quad (20)$$

Az az optimális modell, aminél magasabb fokszám mellett a szórásnégyzet már lassan csökken tovább. A csökkenés mértéke szubjektív, ezért hasznos a szórásnégyzet csökkenését a polinom fokszámával büntetni, vagyis például a már korábban említett *AIC* szerint eljárni.

Trigonometrikus trend

Induljunk ki az (17)-es egyenletből és legyen $t_i = i$. A trendfüggvényt tekintsük a következő formában:

$$g(t) = a_0 + \sum_{j=1}^{L_c} a_j \cos \lambda_j t + \sum_{j=1}^{L_s} b_j \sin \lambda_j t \quad (21)$$

Ahol $L_c (n+1)$ egész része, $L_s = L_c$ ha $(n+1)$ páratlan és $L_s = L_c - 1$ ha $(n+1)$ páros, továbbá

$\lambda_j = \frac{2\pi j}{(n+1)}$, $j = 0, 1, \dots, L_c$. Ez utóbbi választás mellett a trigonometrikus függvényrendszer

ortogonális. Az a -kra és b -kre vonatkozó legkisebb négyzetes becslést itt is elvégezzük. A (21)-es egyenlet előállításában valójában nem a trendfüggvényt, hanem magát az idősort adja meg, tehát

$$y_i = a_0 + \sum_{j=1}^{L_c} a_j \cos \lambda_j i + \sum_{j=1}^{L_s} b_j \sin \lambda_j i \quad i = 0, 1, \dots, n, \quad (22)$$

vagy szemléletesebben

$$y_i = \sum_{j=0}^{L_c} A_j \cos(\lambda_j i + \varphi_j), \quad i = 0, 1, \dots, n, \quad (23)$$

Ahol A_j , $j = 0, 1, \dots, L_c$ amplitúdókat, a φ_j , $j = 0, 1, \dots, L_c$ pedig fázisokat jelent. Megállapítható, hogy ha van olyan K számú λ_{j_K} , $k = 1, \dots, K$ körfrekvencia, amikhez tartozó amplitúdók sokkal nagyobbak, mint a többiek, akkor a trendfüggvény többé-kevésbé jó közelítése a következő formula:

$$\hat{g}(t) = \sum_{k=1}^K \hat{A}_{j_K} \cos(\lambda_{j_K} t + \hat{\varphi}_{j_K}), \quad (24)$$

A szórásnégyzet ennek megfelelő becslése pedig a következő:

$$\hat{\sigma}^2 = \Delta^2 - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \hat{A}_{j_K}^2 \quad (25)$$

Jelen dolgozatban az y_i , $i = 1, \dots, n$ hőmérséklet értékeket a következő formulával közelítettem:

$$y_i = g(i) + e_i \quad (26)$$

Ahol $g(t)$ egy polinomiális és egy trigonometrikus trend együttese:

$$g(t) = a_0 + a_1 t + \dots + a_p t^p + b_1 \cos(\lambda t) + b_2 \sin(\lambda t) \quad (27)$$

Itt $\lambda = \frac{2\pi}{58,2}$ és $p=4$. A p értékét Akaike (1974) segítségével számoltam ki. Az AMO periodicitását jellemző 58,2 éves periódusidő úgy került meghatározásra, hogy ez minimalizálja a (25)-ös egyenletet $K=1$ esetén. Az AMO-mentes adatsor a

$$y_i = (b_1 \cos(\lambda t) + b_2 \sin(\lambda t)) \quad (28)$$

összefüggéssel definiálható.

3.1.2. Trend derivált becslése

A következő lépés a trend deriváltjának a meghatározása. Erre azért van szükség, mert a monoton növvő hőmérsékletek időtartománya ott jelölhető ki, ahol $g'(t) \geq 0$. Először is $g(t)$ becsléséül a következő formula szolgál:

$$\hat{g}(t) = \sum_{i=1}^n w_i(t) y_i \quad (29)$$

ahol

$$w_i(t) = K \left(\frac{t - t_i}{b} \right) \quad (30)$$

Ez azt jelenti, hogy a t pontbeli becslés az e pont b sugarú környezetébe eső pontokhoz tartozó megfigyelések súlyozott átlaga úgy, hogy adott y_i -hez tartozó súly annál nagyobb, minél közelebb fekszik t_i a t -hez. A b átlagolási szélességet sáv szélességnek nevezzük. A (29)-es egyenlethez tartozó súlyok legelőnyösebben a súlyozott lokális regresszió módszerével határozhatók meg.

Súlyozott lokális regresszió

Ha $g(t)$ elég sima, akkor a t pont környékén jól közelíthető egy nem túl magas fokú polinommal. Vegyük a megfigyelések és a hozzájuk illesztett polinom közötti négyzetes hibák összegét. A hibákat csak t bizonyos környezetében vesszük figyelembe és a t ponttól vett távolságukkal súlyozzuk őket. Majd eszerint alkalmazzuk a legkisebb négyzetek módszerét, ami a következő kifejezés $a_0, a_1, \dots, a_{k-1}$ szerinti minimalizálását jelenti:

$$\sum_{i=1}^n \left(y_i - \sum_{j=0}^{k-1} a_j (t_i - t)^j \right)^2 K\left(\frac{t_i - t}{b}\right) \quad (31)$$

A becslés a következő lesz:

$$\hat{g}(t) = \hat{a}_0 = \hat{a}_0(t) \quad (32)$$

Itt $K(z)$ egy (k) -adrendű magfüggvény, azaz a $[-1,1]$ intervallumon azonosan zérus és

$$\int_{-1}^1 K(z) z^j dz = \begin{cases} 1, & j = 0 \\ 0, & 0 < j < k \end{cases} \quad (33)$$

Az eljárás során tehát minden pontra külön-külön elvégezzük egy polinomiális trend illesztését, úgy, hogy a minimalizálandó négyzetes hibaösszegben lévő egyedi hibákat megfelelően súlyozzuk.

A k -adik derivált becslése esetében a súlyozott lokális regresszió esetén a lokális polinomiális illesztés $(m-1)$ -edfokú polinommal történik $(m > k)$

$$\sum_{i=1}^n \left(y_i - \sum_{j=0}^{m-1} a_j (t_i - t)^j \right)^2 K\left(\frac{t_i - t}{b}\right) \quad (34)$$

minimalizálásával. Ebből a trend k -adik deriváltjának becslése:

$$\hat{g}^{(k)}(t) = k! \hat{a}_k = k! \hat{a}_k(t) \quad (35)$$

Itt $K(z)$ egy (k,m) -edrendű magfüggvény, azaz:

$$\int_{-1}^1 K(z) z^j dz = \begin{cases} 0, & j < m, j \neq k, \\ (-1)^k k!, & j = k \end{cases} \quad (36)$$

A magfüggvények megválasztását és a sávszélesség becslését *Matyasovszky* (2002) szerint végeztem el.

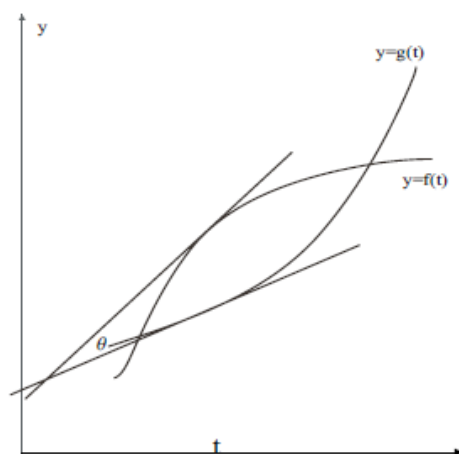
3.1.3. Trendfüggvények hasonlósága

A hasonlósági mérték arra szolgál, hogy idősorokat és megfigyelési adatokat hasonlítsunk össze és megadjuk a hasonlóság mértékét. Függvények hasonlósága egy bináris reláció $X \times X$ -en, ahol X egy függvénytér. Az $(f_1, g_1) \succcurlyeq (f_2, g_2)$ kifejezés azt jelenti, hogy f_1 annyira hasonló g_1 -hez, amennyire f_2 hasonló g_2 -höz.

Dorosiewicz and Dorosiewicz (2002) munkája alapján legyen $I =]a, b[$ ahol $-\infty \leq a \leq b \leq +\infty$ az adott intervallum, $C^1(I)$ pedig a folytonosan differenciálható valós értékű függvények halmaza I -n. Két lépésben határozzuk meg a hasonlósági mértéket:

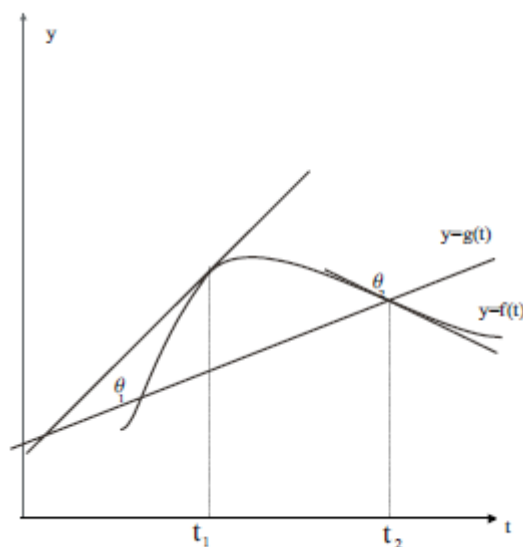
- Egy adott $t \in I$ pontban meghatározzuk a mértéket
- Ennek az értéknek a kiterjesztése I -re.

A hasonlósági mérték $f, g \in C^1(I)$ -nek a $t \in I$ pontban az f és a g gráfoknak az érintő vonalai között lévő szög kosinusa a $(t, f(t))$ és a $(t, g(t))$ pontokban. Ezt a 8. ábra szemlélteti.



8. ábra: Dorosiewicz S. Dorosiewicz T. (2002) A hasonlósági mérték mérése, a két függvény érintőinek a metszéspontjában lévő szög kosinusa

A 9. ábrán az vehető észre, hogy ha $\theta_1 = \pi - \theta_2$, akkor egyértelműen $\cos \theta_1 = \cos \theta_2$. Úgy tűnik, hogy az f függvény a t_1 pontban hasonlóbb a g függvényhez, mint a t_2 pontban. (t_1 környezetében mindkét függvény növekvő, míg t_2 környezetében nem).



9. ábra: Dorosiewicz S. Dorosiewicz T. (2002) a t_1 pontban a hasonlósági mérték (az érintők cosinusa) nagyobb, mint a t_2 pontban.

A fenti értelmezésből fakadó mérték a következő formulával számítható ki:

$$\mu(f, g)(t) = \frac{|1 + f'(t)g'(t)|}{\sqrt{(1 + (f'(t))^2)(1 + (g'(t))^2)}} \vartheta(f'(t)g'(t)) \quad (37)$$

ahol $\mu(f, g)(t)$ mérték értéke a $t, \vartheta(\alpha)$ pontban egyenlő 1-el, ha $\alpha \geq 0$ és -1 máshol.

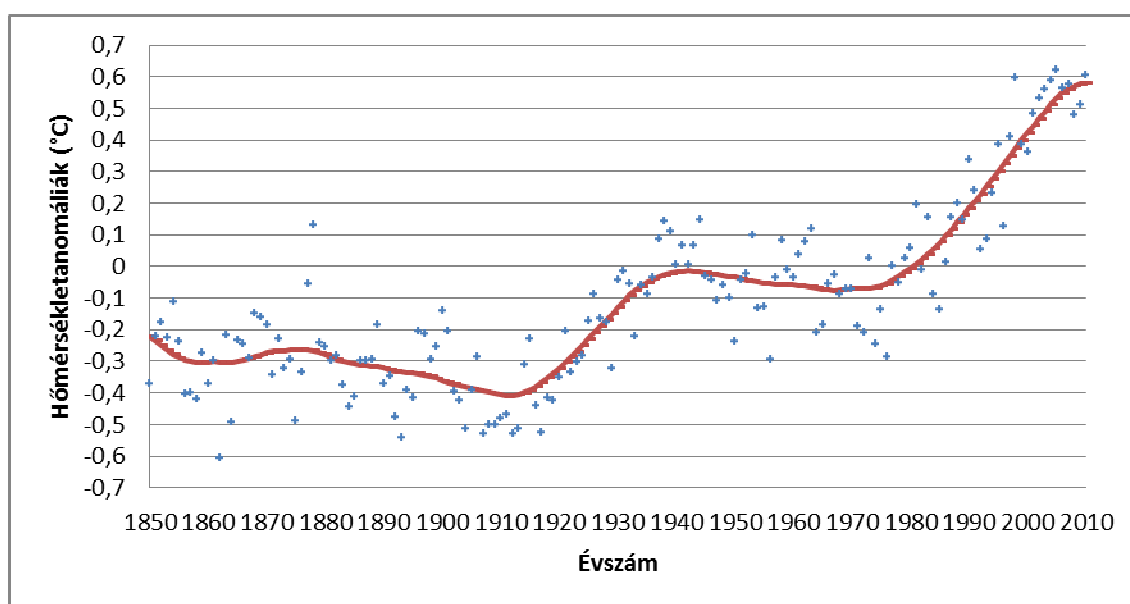
Felhasználva a hasonlósági mértéket a t pontban, kiterjeszthetjük I -re ezt az értéket a következő formula segítségével:

$$\mu_1(f, g) = \lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow b-0 \\ \delta \rightarrow a+0}} \inf \frac{1}{\varepsilon - \delta} \sum_{i=1}^n \mu(f, g)(t) \Delta t \quad (38)$$

Míg (37)-es egyenlet a lokális hasonlóságot, addig a (38)-as egyenlet a globális hasonlóságot fejezi ki.

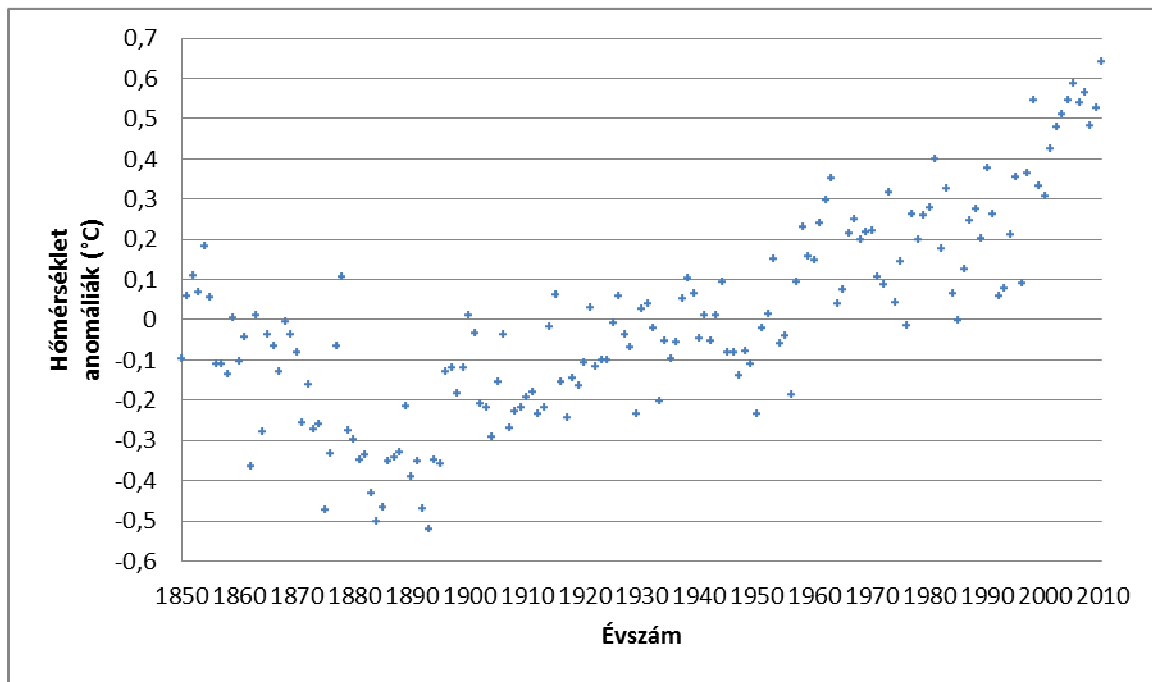
3.2. Eredmények

A hőmérséklet trendjét egy nem-paraméteres becslés (Matyasovszky, 2011) eredményeként kaptam meg. Ezt a trendvonalat illesztettem rá a hőmérséklet és a CO₂ koncentráció 1850 és 2010 közötti adatsorára. A 10. ábrán látható a hőmérsékletanomáliák adatsora és a ráillesztett trend. A kék keresztetek a hőmérsékletanomáliákat jelentik, a piros vonal pedig a trendvonalat. Megfigyelhető, hogy az 1910-es évekig csökkent a trend, majd az 1940-es évekig jelentős növekedés történt. Ezt követően újra csökkenésnek indult, végül 1975 táján rohamos növekedésbe csapott át.



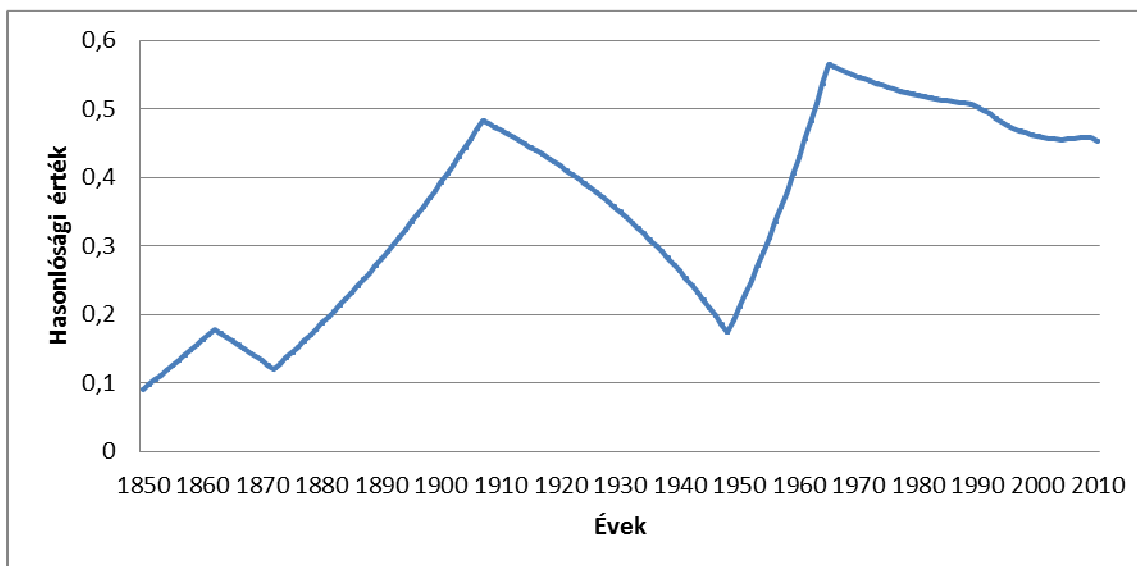
10. ábra: Kék keresztetek a hőmérsékletanomáliák 1850-től 2010-ig, piros vonal a trendvonal.

A 11. ábrán az AMO kiszűrése utáni hőmérsékletanomáliák látszanak. Itt is hasonló trend vehető észre, viszont simább lett az adatsor. A XX. századig csökkenés tapasztalható, majd 1890 körül egy törés következik be, ami után emelkedő tendencia vehető észre. Ez a növekedés láthatóan nagyobb, mint a teljes adatsor 0,74°C-os változása. Fontos, hogy az eredeti adatsorban a trend a 2010-es évtől visszafelé haladva csak kb. 1970-től monoton növe, míg az AMO-tól megtisztított adatsorban az egyfolytában monoton növe hőmérsékleti trend 1890-ben kezdődik. Tehát az AMO hatásának kiküszöbölésével a globális hőmérséklet a monoton növe CO₂ koncentrációval párhuzamosan szintén monoton növe lesz a XIX. század legvégétől.



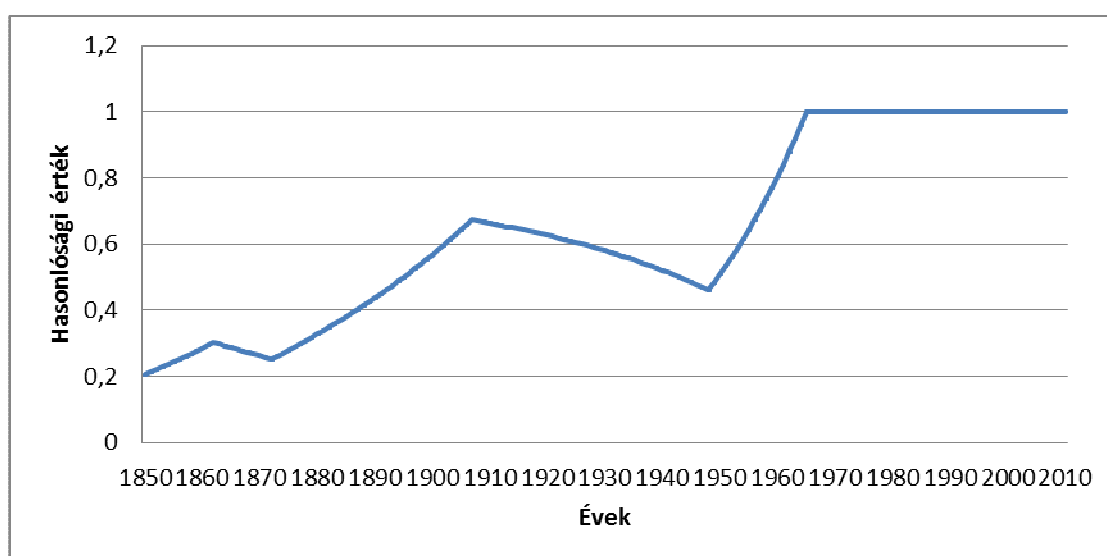
11. ábra: AMO kiszűrése utáni hőmérsékletanomáliák

Ezután meghatároztam az AMO kiszűrése nélküli hőmérséklet és a CO₂ koncentráció trendjének deriváltját, majd a trendfüggvényeknek a hasonlósági mértékét számoltam ki úgy, hogy először az 1850-2010-es időszak közötti hasonlósági értékeket átlagoltam, majd 1851-2010, 1852-2010 között, és így tovább. Ezt szemlélteti a 12. ábra. Mivel a CO₂ koncentráció értéke az egész időszak alatt növekedett, ezért a hasonlósági érték akkor nagy, ha a hőmérséklet is növekszik. 1900-as év környéke után volt az első felmelegedés, ezért az ábrán az látható, hogy nagy a hasonlóság értéke. 1940-50 között egy lokális minimum figyelhető meg, ezután a hőmérséklet értéke csökkenni kezdett. Majd 1970 környékén megint nagy a hasonlóság, mert a hőmérséklet nőni kezd, de később mégis csökken a hasonlósági érték, mivel ez a növekedés elmaradt attól, ami a CO₂ koncentráció növekedéséből következne.



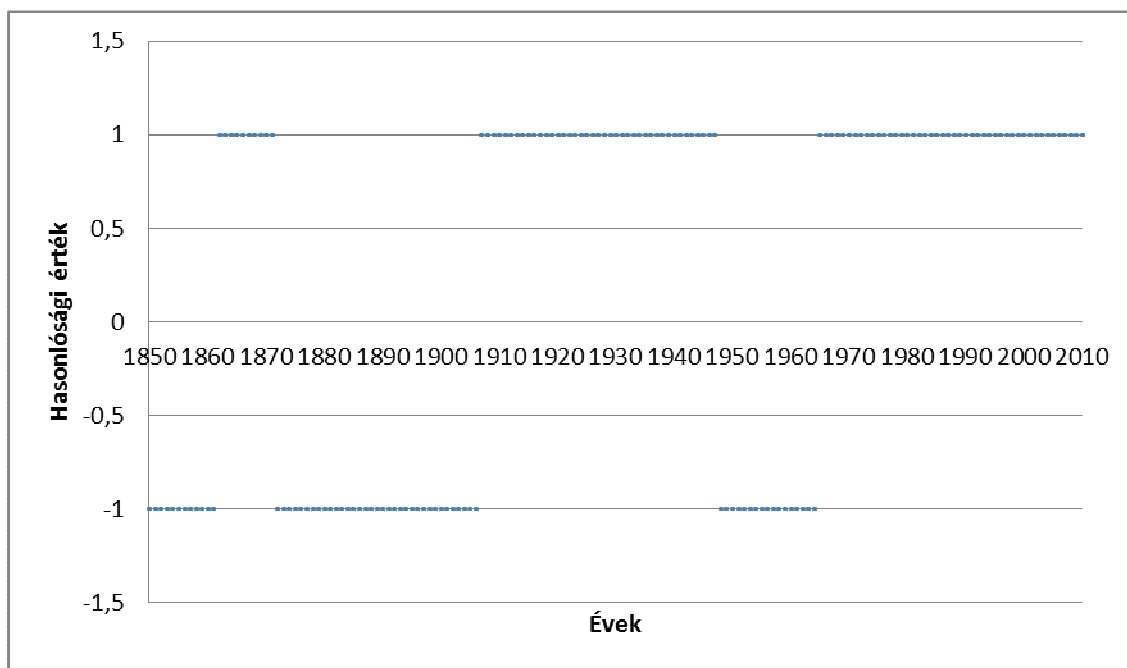
12. ábra: A CO₂ és a hőmérséklet közötti hasonlósági érték 1850-2010, 1851-2010, 1852,2010, stb. között átlagolva

A 13. ábrán az előzővel azonos módon számoltam ki a hasonlósági értéket, csak a CO₂ koncentrációértékeket normáltam azért, hogy azonos skálára hozzam a két változó mértékegységét. A normálást úgy végeztem el, hogy a CO₂ aktuális értékéből kivontam a minimális értékét, majd leosztottam ezt a maximum érték és minimum érték különbségével. Az 1910-es maximumnál a hasonlóság nagy, mert felmelegedés kezdődött el, míg az 1950-es minimumnál a hőmérséklet csökkenésnek indult. 1970 után viszont csaknem tökéletes hasonlóság látható, mert újabb felmelegedés kezdődött el. Itt a hasonlóság majdnem eléri a maximális 1 értéket. Összességében ezen az ábrán a hasonlósági értékek nagyobbak, mint az előző ábrán, és az azonos mértékegységre hozás miatt ez az ábra többet mond.



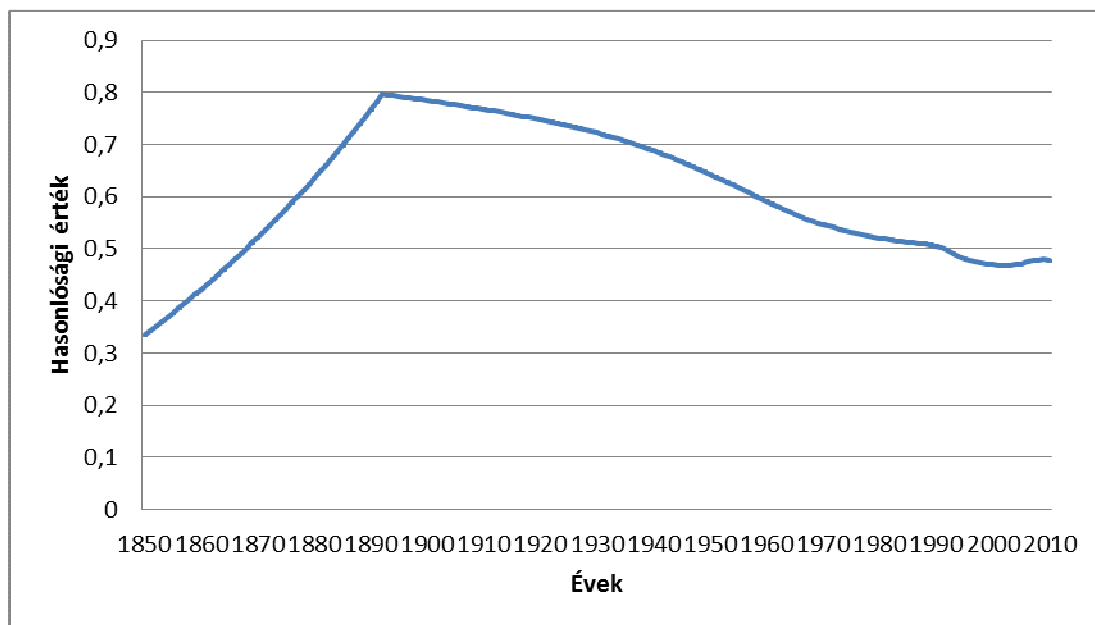
13. ábra: A lenormált CO₂ és a hőmérséklet közötti hasonlósági érték 1850-2010, 1851-2010, 1852,2010, stb. között átlagolva

Ezután minden évre külön vettem a hasonlósági értékeket és ezt ábrázoltam. Az 14. ábrán ez látható. A negatív értékek a hideg periódusnak, tehát lehűlésnek, míg a pozitív értékek a melegedésnek felelnek meg. Észrevehető az 1910 környékén induló felmelegedés, majd az 1950 körüli lehűlés, végül pedig az 1970-től induló újabb felmelegedés. A CO₂ normálásával ezúttal igen hasonló ábrát kapnánk.



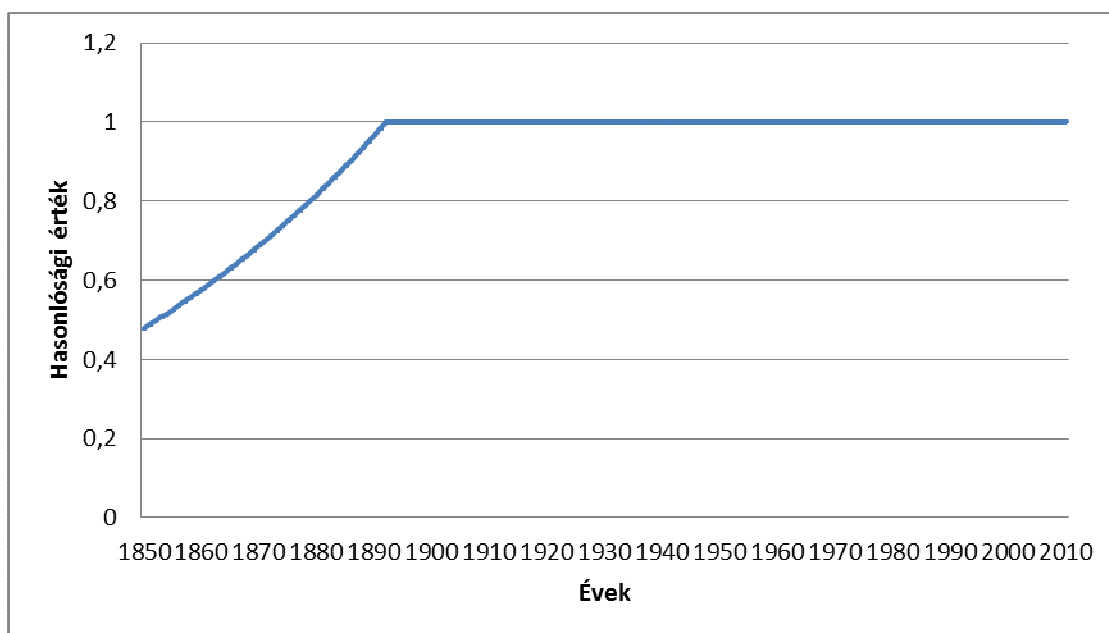
14. ábra: A CO₂ és a hőmérséklet közötti hasonlósági érték 1850-2010 között

Ezek után a hőmérséklet trendjéből kiszűrtem az AMO-t és így készítettem el az 1850-2010, 1851-2010 stb. időszakok közötti hasonlósági értékeket. Ezt a 15. ábra szemlélteti. Látható, hogy egy sokkal simább adatsort kapunk. 1890 környékén egy fordulat következik be, a hasonlósági érték az AMO kiszűrésével csökkenni kezd. Ez azt jelenti, hogy a hőmérséklet növekedése elmarad a CO₂ növekedésének nagyságától.



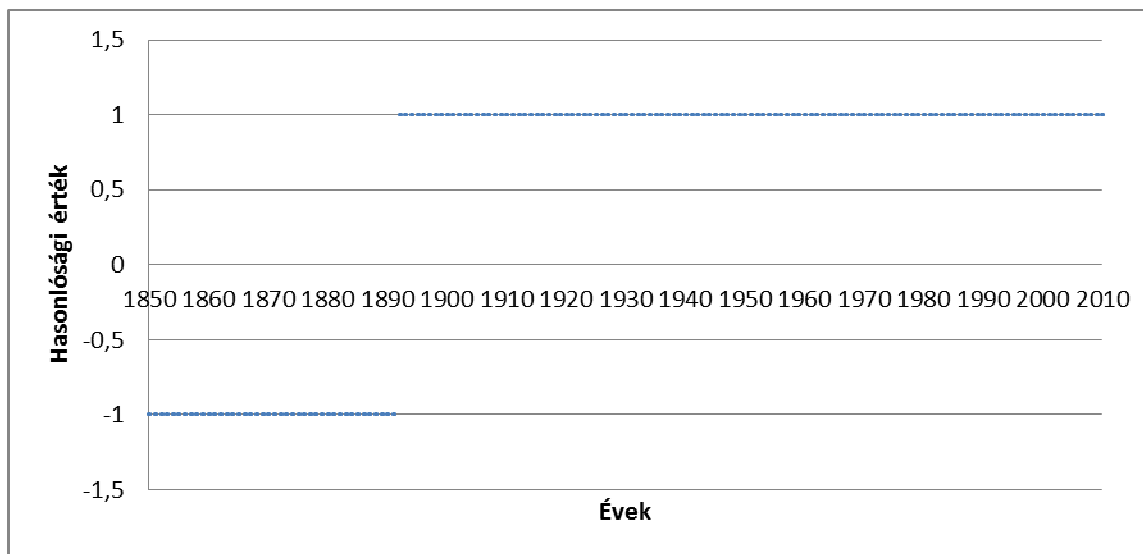
15. ábra: A CO₂ és a hőmérsékletből kiszűrt AMO nélküli adatsor közötti hasonlósági érték 1850-2010, 1851-2010, 1852,2010, stb. között átlagolva

Itt is elvégeztem a már említett normálást; ezt a 16. ábra szemlélteti. 1890-ig nő a hasonlóság értéke, majd fordulat következik be, és eléri a szinte tökéletes hasonlóságot. Ez azt jelenti, hogy az azonos skálára hozás után a hőmérséklet növekedése csaknem tökéletes összhangban van a CO₂ növekedési ütemével.



16. ábra: A lenormált CO₂ és a hőmérsékletből kiszűrt AMO nélküli adatsor közötti hasonlósági érték 1850-2010, 1851-2010, 1852,2010, stb. között átlagolva

A 17. ábrán az AMO kiszűrésével az egyes évekre vonatkozó hasonlósági értékek szerepelnek. 1890-ig mínusz egyhez közeli az értékek, tehát lehűlés látható. 1890 után viszont szinte tökéletes a hasonlóság, felmelegedés vehető észre.



17. ábra: A CO₂ és a hőmérsékletből kiszűrt AMO nélküli adatsor közötti hasonlósági érték 1850-2010 között

Sok tanulmányban a globális hőmérséklet emelkedését csak a CO₂ koncentráció lineáris függvényeként próbálják leírni:

$$f(t) = f_{CO_2}(t) \quad (39)$$

Én úgy tekintem, hogy van egy természetes hatás, amit részben a már említett polinomos közelítéssel becsülök, részben pedig az AMO periodikussága folytán trigonometrikus polinommal. Ezen kívül számolok még a CO₂-nek köszönhető hatással, ami a koncentráció trendjének lineáris függvénye:

$$f(t) = f_{CO_2}(t) + f_{term}(t) + f_{AMO}(t) \quad (40)$$

Az AMO-t szerencsére ki tudjuk szűrni az adatsorból, viszont a CO₂-t és a természetes hatásokat nagyon nehéz elkülöníteni egymástól. Ennek oka, hogy a CO₂ trendje maga is jól közelíthető nem túl magas fokszámú polinommal, ezért nagy a veszélye annak, hogy a CO₂ trendje beépül a természetes hatások polinomiális trendjébe. A vizsgálat során egy t -próbát alkalmaztam, ami megmondja, hogy a CO₂ trend jelenléte szignifikáns-e. 1850-től kezdődő

adatsorra végeztem el a próbát, a polinom foka szerint 0-tól 6-ig. Az első táblázatban fel vannak tüntetve a t értékek és kiszámoltam a varianciákat, az AIC és a BIC értékeit is. E két utóbbi mennyiség a negyedfokú polinomot tekinti optimálisnak.

1. táblázat

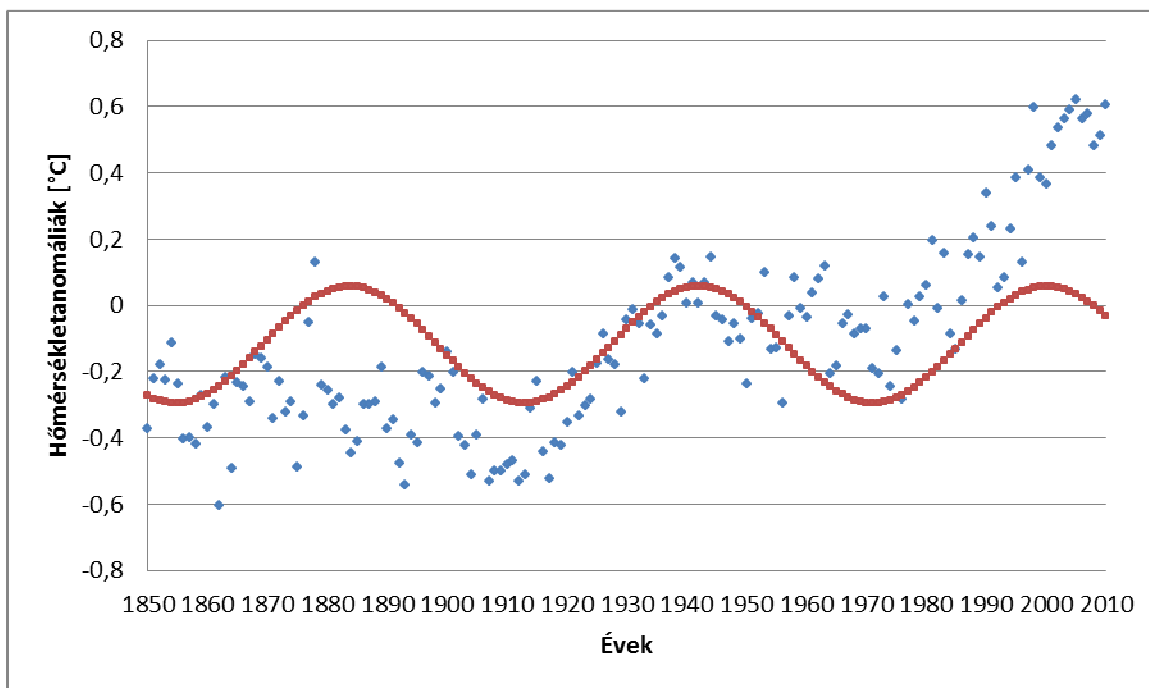
CO ₂ jelen van					
	Polinom foka 0	Polinom foka 1	Polinom foka 2	Polinom foka 3	Polinom foka 4
T érték	19,4293725	8,39221541	0,43490841	3,25806971	2,07691091
Variancia	0,018620605	0,0186687	0,016410796	0,015154196	0,013673558
AIC	-637,391846	-636,00531	-655,795044	-667,662659	-683,264526
BIC	-625,066223	-620,598328	-637,30658	-646,092834	-658,613281

Ha a t érték abszolút értékben nagyobb, mint 1,98, akkor a CO₂ koncentráció jelenléte szignifikáns az 5%-os szignifikancia szinten. Ez a másodfokú polinomnál nem teljesül egyedül, a többinél igen. A második táblázat egy a CO₂ hatását nem tartalmazó adatsorra vonatkozik, ahol szintén kiszámoltam a varianciákat, az AIC és a BIC értékeit.

2. táblázat

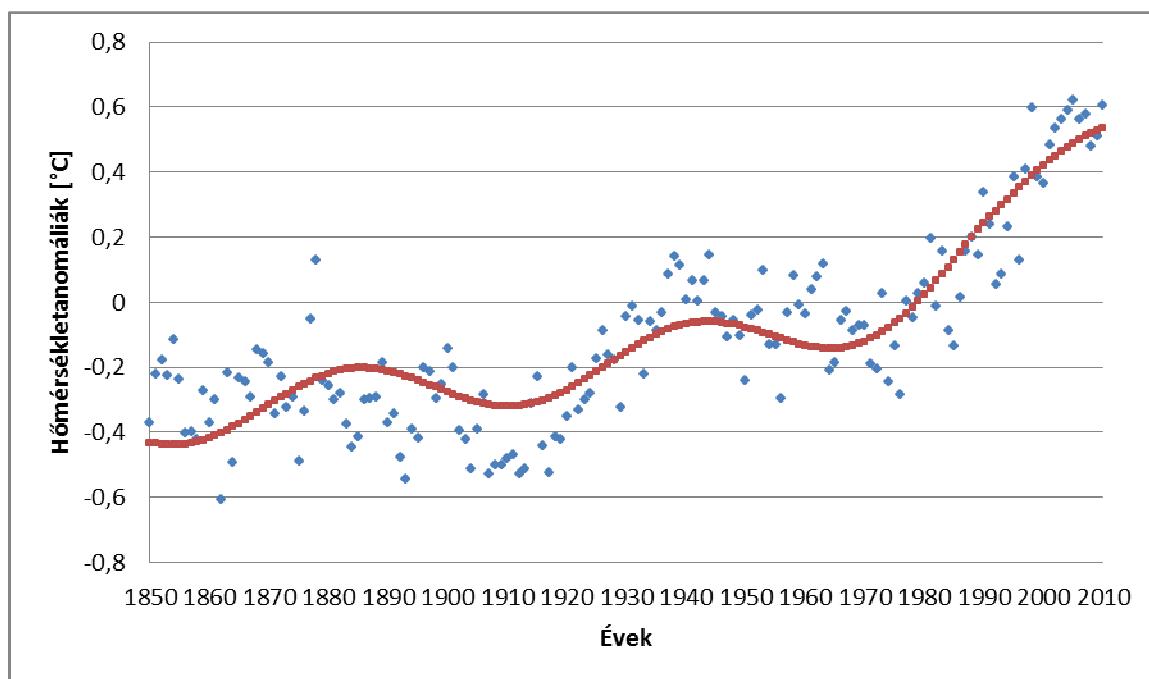
CO ₂ nincs jelen					
	Polinom foka 0	Polinom foka 1	Polinom foka 2	Polinom foka 3	Polinom foka 4
Variancia	0,062991932	0,026924461	0,016325502	0,016094247	0,013967753
AIC	-442,152832	-578,020447	-657,598572	-658,930908	-680,788391
BIC	-432,9086	-565,694824	-642,191528	-640,442444	-659,218567

A 18. ábrán, késsel az 1850-től 2010-ig tartó, a CO₂ bevonása nélküli hőmérsékletanomáliák szerepelnek a nulla fokszámú polinomra. A piros vonal az ehhez tartozó trendvonalat szemlélteti.



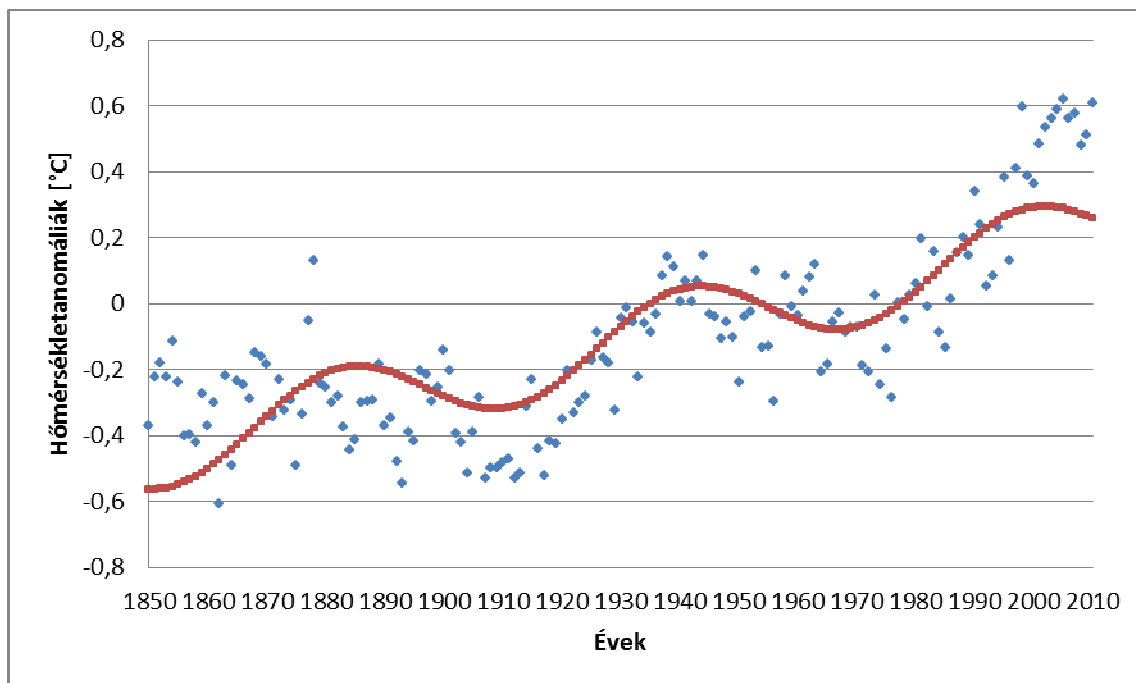
18. ábra: Kék pontok az 1850-2010 közötti hőmérsékletanomáliák a CO₂ hatása nélkül $p=0$ -ra. Piros vonal az ehhez tartozó trendvonal

A 19. ábrán, ugyanezen időszakra vonatkozó, késsel a CO₂ hatását tartalmazó hőmérsékletanomáliák látszanak a nulla fokszámú polinomra, a piros vonal pedig a trendvonalat szemlélteti. Ezen az ábrán már megjelenik az 1970 után kezdődő felmelegedés.



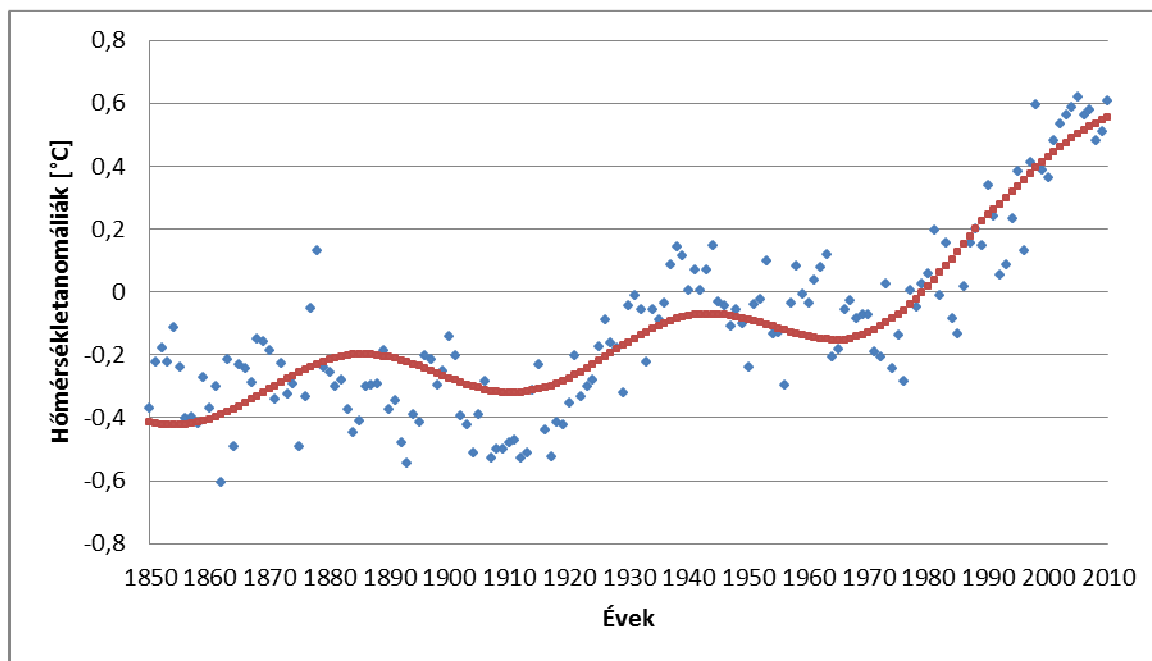
19. ábra: Kék pontok az 1850-2010 közötti a CO₂ hatását figyelembevevő hőmérsékletanomáliák $p=0$ -ra. Piros vonal az ehhez tartozó trendvonal

A 20. ábrán, kékkel az 1850-2010 közötti CO₂ bevonása nélküli hőmérsékletanomáliák szerepelnek az egyes fokszámú polinomra. A piros vonal az ehhez tartozó trendvonalat szemlélteti.



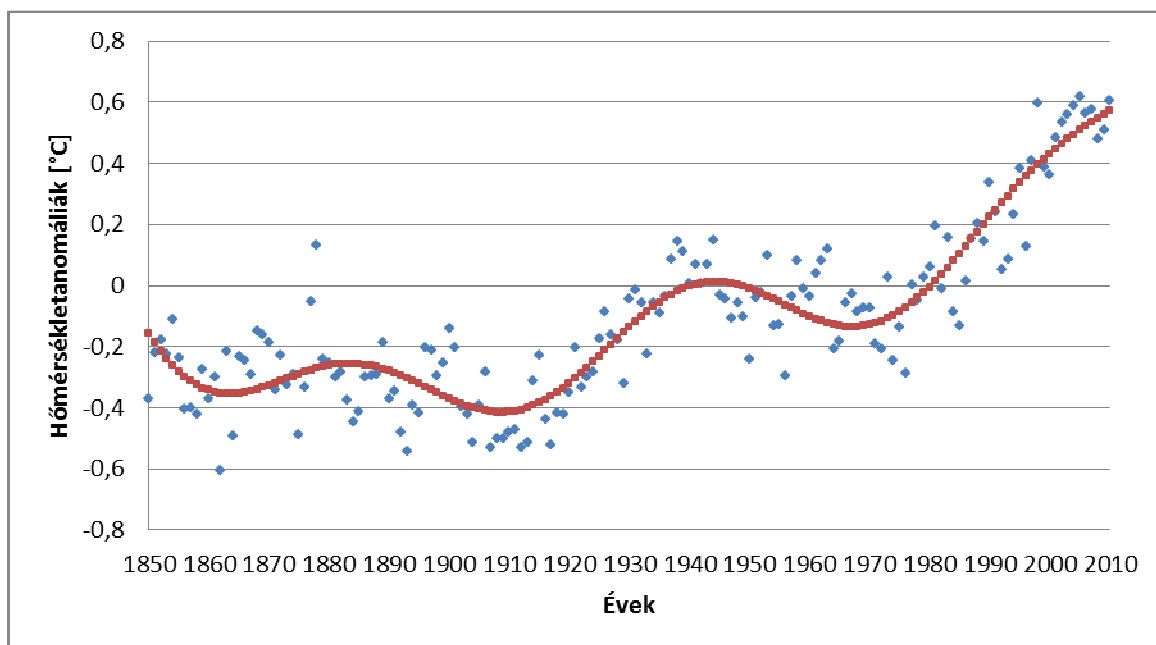
20. ábra: Kék pontok az 1850-2010 közötti hőmérsékletanomáliák a CO₂ hatása nélkül p=1-re. Piros vonal az ehhez tartozó trendvonal

A 21. ábrán, ugyanezen időszakra vonatkozó, kékkel a CO₂ hatását tartalmazó hőmérsékletanomáliák látszanak az egyes fokszámú polinomra, a piros vonal pedig a trendvonalat szemlélteti.



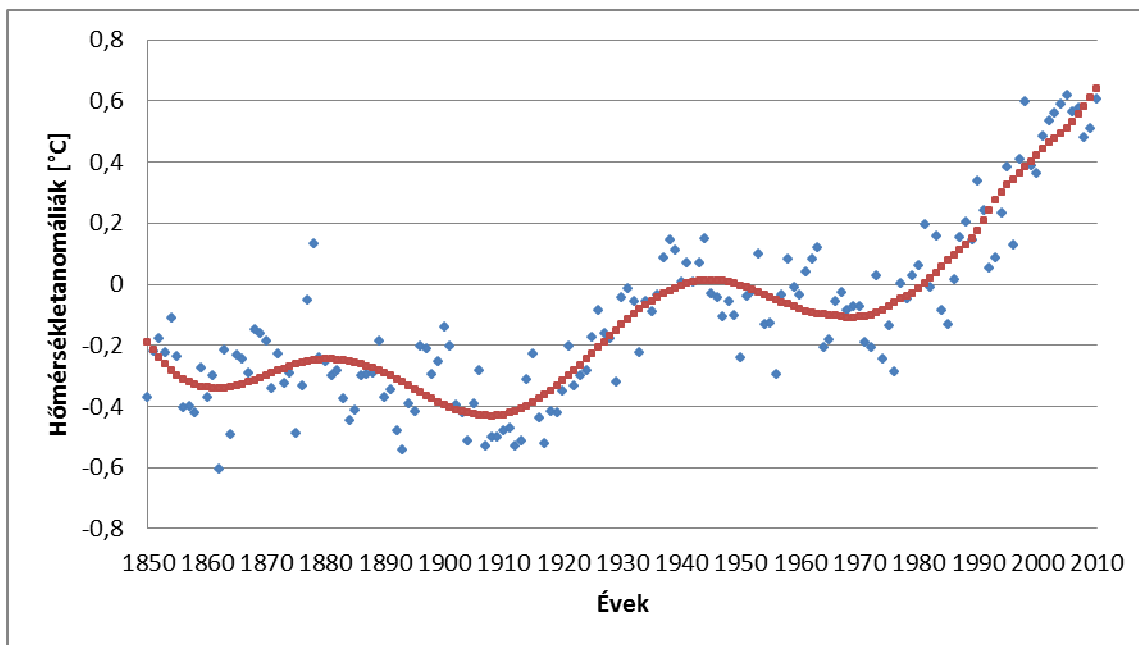
21. ábra: Kék pontok az 1850-2010 közötti a CO₂ hatását figyelembevevő hőmérsékletanomáliák p=1-re. Piros vonal az ehhez tartozó trendvonal

A 22. ábrán, kékekkel az 1850-2010 közötti a CO₂ bevonása nélküli hőmérsékletanomáliák szerepelnek a négyes fokszámú polinomra. A piros vonal az ehhez tartozó trendvonalat szemlélteti.



22. ábra: Kék pontok az 1850-2010 közötti hőmérsékletanomáliák a CO₂ hatása nélkül p=4-re. Piros vonal az ehhez tartozó trendvonal

A 23. ábrán, ugyanezen időszakra vonatkozó, késsel a CO₂ hatását tartalmazó hőmérsékletanomáliák látszanak a négyes fokszámú polinomra, a piros vonal pedig a trendvonalat szemlélteti.



23. ábra: Kék pontok az 1850-2010 közötti a CO₂ hatását figyelembevevő hőmérsékletanomáliák $p=4$ -re. Piros vonal az ehhez tartozó trendvonal

Összességében elmondható, hogy a polinom fokának növekedésével a CO₂ bevonása egyre kisebb mértékű javulást hoz a trend becslésében. Ez teljesen érthető, mert a CO₂ trendje maga is jól közelíthető nem túl magas fokszámú polinommal, ezért nagy a veszélye annak, hogy a CO₂ trendje beépül a természetes hatások polinomiális trendjébe. Az, hogy a t -próba tanúsága szerint ez mégsem történik meg teljesen, világos bizonyítéka annak, hogy a CO₂ koncentráció változása hozzájárul a hőmérsékleti trendhez. Sajnos a hozzájárulás mértéke nem számszerűsíthető a polinomiális trend és a CO₂ trend szétválasztásának említett nehézsége miatt.

4. Összefoglalás

Tanulmányom célja az volt, hogy kapcsolatot találjak az 1850-től 2010-ig tartó, az Északi hemiszférára vonatkozó hőmérsékleti adatsor (*Jones et al.*, 2010) és az 1958-ig az antarktiszi jégmagokból, utána a Mauna Loa-i mérésekből származó CO₂ koncentráció adatok között. (<http://data.giss.nasa.gov/modelforce/ghgases/>). Az előző tanulmányokban lényegében a hőmérséklet és a CO₂ koncentráció trendjétől való eltéréseivel foglalkoztak, ezzel szemben én a hőmérséklet és a CO₂ koncentráció trendjei közötti kapcsolatot vizsgáltam. A két változó trendfüggvényének hasonlósági mértékét számoltam ki az egyes évekre külön-külön, majd különböző időszakokra átlagolva is. Vizsgáltam az eredeti hőmérsékleti adatsort és olyan hőmérsékleti adatsort is, amiből az AMO hatását kiszűrtem. Azt találtam, hogy az AMO hatásának kiküszöbölésével a globális hőmérséklet a monoton növekvő CO₂ koncentrációval párhuzamosan szintén monoton növekvő lesz a XIX. század végétől. Ha az AMO hatását nem szűrjük ki, akkor a hasonlósági értékekben 1970-től növekedés látható. Viszont az AMO kiszűrésével ez az érték 1970-től csökkenni kezd. Ez azt jelenti, hogy a hőmérséklet növekedése elmarad a CO₂ növekedésének nagyságától. A két mennyiség egy egyszerű transzformációjával történő azonos skálára hozása után ellenben a hőmérséklet növekedése szinte tökéletes összhangban van a CO₂ növekedési ütemével. Az egyes évekre nézve a hasonlósági értéket, azt kaptam, hogy már 1890-től kezdve észlelhető a hőmérséklet monoton növekedése.

A hőmérsékleti adatsor trendjét ezután úgy tekintettem, hogy van egy természetes hatás, amit részben polinomiális közelítéssel becsültem, részben pedig az AMO periodikussága folytán trigonometrikus polinommal. Ezen kívül számoltam még a CO₂-nek köszönhető hatással, ami a koncentráció trendjének lineáris függvénye. Vizsgálatom alapján azt a következtetést vonhatom le, hogy a CO₂ koncentráció változása hozzájárul a globális hőmérséklet változásához. Sajnos a hozzájárulás mértéke nem számszerűsíthető a polinomiális trend és a CO₂ trend szétválasztásának nehézsége miatt, mert a CO₂ trendje maga is jól közelíthető nem túl magas fokszámú polinommal.

5. Irodalomjegyzék

Akaike H. (1974) A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6): 716–723

Allen M. R. and Smith L. A. (1994) Investigating the origins and significance of low-frequency modes of climate variability. *Geophysical Research Letters* 21: 883-886

Andrononva N. G. and Schlesinger M. E. (2000) Causes of global temperature changes during the 19th and 20th centuries. *Geophysical Research Letters* 27: 2137-2140

Attanasio A. (2012) Testing for linear Granger causality from natural/anthropogenic forcings to global temperature anomalies. *Theoretical and Applied Climatology* 110: 281-289

Attanasio A. Pasini A. Triacca U. (2011) A contribution to attribution of recent global warming by out-of-sample Granger causality analysis. *Atmospheric Science Letters* 13: 67-72

Bradley R. S. and Jones P. D. (1993) „Little Ice Age” summer temperature variations: their nature and relevance to recent global warming trends. *The Holocene* 3(4): 367-376

Brohan P. Kennedy J. J. Harris I. Tett S. F. B. Jones P. D. (2006) Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new data set from 1850. *Journal of Geophysical Research* 111:D12106

Cubasch U. Hasselmann K. Höck H. Maier-Reimer E. Mikolajewicz U. Santer B. D. Sausen R. (1992) Time-dependent greenhouse warming computations with a coupled ocean-atmosphere model. *Climate Dynamics* 8: 55-69

Curtis S. (2008) The Atlantic multidecadal oscillation and extreme daily precipitation over the US and Mexico during the hurricane season. *Climate Dynamics* 30: 343-351

Dammon P. E. Sonett C. P. (1991) Solar and terrestrial components of the atmospheric ¹⁴C variation spectrum. *The Sun in Time* 360-388

Dettinger M. D. and Ghil M. (1998) Seasonal and interannual variations of atmospheric CO₂ and climate. *Tellus* 50: 1 –24

Diebold F. X. Mariano R. S. (1995) Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Econometrical Statistics* 13: 253-265

Dorosiewicz S. Dorosiewicz T. (2002) Similarity Measures of Growth Trends and Cycles **26th** CIRET Conference pp: 1-4

Elsner J. B. (2007) Granger causality and Atlantic hurricanes. *Tellus* 59: 476-485

Enfield D. B. Mestas-Nunrz A. B. Trimble P. J. (2001) The Atlantic multidecadal oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental U.S. *Geophysical Research Letters* 28: 2077-2080

Fodor Z. Seres A. T. (2008) Az Atlanti-óceán felszíni vízhőmérsékletének több évtizedes oszcillációja és hatásai az atlanti-európai térségre az elmúlt 60 évben. *Léggör* 2: 25-29

Foukal P. and Lean J. (1990) An empirical model of total solar irradiance variation between 1874 and 1988. *Science* 247: 347-357

Goldenberg S. B. Landsea C. W. Mestas-Nunez A. M. Gray W. M. (2001) The recent increase in Atlantic hurricane activity: causes and implications. *Science* 293: 474–479

Goswami B. N. Madhusoodanan M. S. Neema C. P. Senguptaet D. (2006) A physical mechanism for North Atlantic SST influence on the Indian summer monsoon. *Geophysical Research Letters* 33: L02706

Granger C. W. J. Newbold P. (1997) *Forecasting Economic Time Series*. New York Academic Press

Granger C.W. J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37: 424-438

Gray S. T. Lisa J. Graumlich L. J. Betancourt J. L. Pederson G. T. (2004) A tree-ring based reconstruction of the Atlantic Multidecadal Oscillation since 1567 A.D. *Geophysical Research Letters* 31: L12205

Gruber N. Keeling C. D. Bates N. R. (2002), Interannual variability in the North Atlantic Ocean carbon sink. *Science* 298: 2374– 2378

Gschwandtner G. Gschwandtner K. Eldrige K. Mann C. Mobley D. (1986) Historic Emissions of sulfur and nitrogen oxides in the United States from 1900 to 1980. *Journal of the Air Pollution Control Association* 36: 139-149

Hannan, E. J. Quinn B. G. (1979) The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society* 41: 190–195

Hasselmann K. (1979) On the signal-to-noise problem in atmospheric response studies. In: Shaw BD (ed) *Meteorology over the tropical oceans*, Royal Meteorological Society, Bracknell, Berkshire, England, pp: 251-259

Hasselmann K. (1993) Optimal fingerprints for the detection of time dependent climate change. *Journal of Climate* 6: 1957-1971

Hasselmann K. (1997) Multi-pattern fingerprint method for detection and attribution of climate change. *Climate Dynamics* 13: 601-611

Hegerl G. C. Hasselmann K. Cubasch U. Mitchell J. F. B. Roeckner E. Voss R. Waszkewitz J. (1997) Multi-fingerprint detection and attribution analysis of greenhouse gas, greenhouse gas-plus-aerosol and solar forced climate change. *Climate Dynamics* 13: 613–634

Hegerl G. C. von Storch J. Hasselmann K. Santer B. D. Cubasch U. Jones P. D. (1996) Detecting greenhouse gas induced climate change with an optimal fingerprint method. *Journal of Climate* 9: 2281-2306

Hegerl G. C. Zwiers F. W. Braconnot P. Gillett N. P. Luo Y. Marengo Orsini J. A. Nicholls N. Penner J. E. Stott P. A. (2007) Understanding and Attributing Climate Change In: *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*

Houghton J. T. Jenkins G. L. Ephraums J. J. (1990) Climate change. The IPCC scientific assessment. Cambridge, Cambridge University Press pp: 364

Hoyt D. V. and Schatten K. H. (1993) A discussion of plausible solar irradiance variations, 1700-1992. *Journal of Geophysical Research* 98: 18895-18906

Jones P. D. and Briffa K. R. (1992) Global surface air temperature variations during the twentieth century: Part 1, spatial, temporal and seasonal details. *The Holocene* 2: 165-179

Jones P. D. Parker D. E. Osborn T. J. Briffa K. R. (2010) Global and hemispheric temperature anomalies - land and marine instrumental records. doi: 10.3334/CDIAC/cli.002

Kaufmann R. K. Stern D. I. (1997) Evidence for human influence on climate from hemispheric temperature relations. *Nature* 388: 39-44

Keeling C. D. Bacastow R. B. Carter A. F. Piper, S. C. Whorf T. P. Heimann M. Mook W. G. Roeloffzen H. (1989) In *Aspects of Climate Variability in the Pacific and the Western Americas* Washington DC American Geophysical Union pp: 165–363

Knight J. R. Allan R. J. Folland C. K. Vellinga M. Mann M. E. (2005) A signature of persistent natural thermohalin circulation cycles in observed climate. *Geophysical Research Letters* 32: L20708

Knudsen M. F. Seidenkrantz M-S. Jacobsen B. H. Kuijpers A. (2011) Tracking the Atlantic Multidecadal Oscillation through the last 8,000 years. *Nature Communications* 178 doi:10.1038/ncomms1186

Kodra E. Chatterjee S. Ganguly A. R. (2011) Exploring Granger causality between global average observed time series of carbon dioxide and temperature. *Theoretical and Applied Climatology* 104: 325-335

Kuo C. Lindberg C. R. Thomson D. J. (1990) Coherence established between atmospheric carbon dioxide and global temperature. *Nature* 343: 709– 714

- Lean J. (1989) Contribution of ultraviolet irradiance variations to changes in the Sun's total irradiance. *Science* 244: 197-200
- Lean J. Beer J. Bradley R. (1995) Reconstructions of solar irradiance since 1610: Implications for climate change. *Geophysical Research Letters* 22: 2195-2198
- Lean J. Skumanic A. White O. (1992) Estimating the Sun's radiative output during the Maunder Minimum. *Geophysical Research Letters* 19: 1591-1594
- Leland McInnes (2007): <http://en.wikipedia.org/wiki/File:Temp-sunspot-co2.svg>
- Li S. and Bates G. T. (2007) Influence of the Atlantic Multidecadal Oscillation on the Winter Climate of East China. *Advances in Atmospheric Science* 24: 126-135
- Mann M. E. and Park J. (1994) Global-scale modes of surface temperature variability on interannual to century timescales. *Journal of Geophysical Research* 99: 25819–25833
- Mann M. E. Bradley R. S. Hughes M. K. (1998) Global-scale temperature patterns and climate forcing over the past six centuries. *Nature* 392: 779-787
- Marland G. Anders R. J. Boden T. A. (1994) Trends '93: A Compendium of Data on Global Change Oak Ridge pp: 505–584
- Matyasovszky I. (2002) *Statistikus klimatológia Idősorok elemzése* Budapest Eötvös Kiadó
- Matyasovszky I. (2011) Detecting abrupt climate changes on different time scales. *Theoretical and Applied Climatology* 105: 445-454
- McCracken M. W. (2007) Asymptotics for out-of sample tests of Granger causality. *Journal of Econometrics* 140: 719-752
- Mylona S. (1993) Trends of sulphur dioxide emissions, air concentrations and depositions of sulphur in Europe since 1880. EMEP/MSC-W Report 2/93
- North G. R. and Stevens M. J. (1998) Detecting climate signals in the surface temperature record. *Journal of Climate* 11: 563–577
- Park J. (2009) A re-evaluation of the coherence between global-average atmospheric CO₂ and temperatures at interannual time scales. *Geophysical Research Letters* 36: L22704
- Parker D.E Jones P. D. Folland C. K. Bevan A. (1994) Interdecadal changes of surface temperature since the late nineteenth century. *Journal of Geophysical Research* 99: 14373-14399
- Reid G. (1991) Solar total irradiance variations and the global sea surface temperature record. *Journal of Geophysical Research* 96:2835-2844

Salvucci G. D. Saleem J. A. Kaufmann R. K. (2002) Investigating soil moisture feedbacks on precipitation with tests of Granger causality. *Advances in Water Resources* 25 (8-12): 1305-1312

Santer B. D. Taylor K. E. Penner J. E. Wigley T. M. L. Cubasch U. Jones P. D. (1995) Towards the detection and attribution of an anthropogenic effect on climate. *Climate Dynamics* 12: 77-100

Sargent T. J. (1979) *Macroeconomic Theory* New York Academic Press

Schlesinger M. E Ramankutty N. (1994) An oscillation in the global climate system of period 65-70 years. *Nature* 367: 723-726

Schubert S. D. Suarez M. J. Pegion P. J. Koster R. D. Bacmeister J. T. (2004) On the cause of the 1930s dust bowl. *Science* 303: 1855-1859

Schwarz G. E. (1978) Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6 (2): 461-464

Smirnov D. A. Mokhov I. I. (2009) From Granger causality to long-term causality: Application to climatic data. *Physical Review E* 80: 16208-1-10

Sun L. Wang M. (1996) Global warming and global dioxide emission: an empirical study. *Journal of Environmental Management* 46: 327-343

Sutton R. T. and Hodson D. L. R. (2005) Atlantic Ocean forcing of North American and European summer climate. *Science* 309: 115-118

Toda H. Y. Yamamoto T. (1995) Statistical influence in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal Econom* 66 (1-2): 225-250

Triacca U. (2005) Is Granger causality analysis appropriate to investigate the relationship between atmospheric concentration of carbon dioxide and global surface air temperature? *Theoretical and Applied Climatology* 81: 133-135

Venegas S. A. and Mysak L. A. (2000) Is there a dominant timescale of natural climate variability in the Arctic? *Journal of Climate* 13: 3412-3434

Wigley T. M. L. and Raper S. C. B. (1990) Natural variability of the climate system and detection of the greenhouse effect. *Nature* 344: 324-327

Zhang R. and Delworth T. L. (2006) Impact of Atlantic multidecadal oscillations on India/Sahel rainfall and Atlantic hurricanes. *Geophysical Research Letters* 33: L17712

<http://data.giss.nasa.gov/modelforce/ghgases/>

http://hvg.hu/tudomany/20110402_tokehal_usa

6. Köszönetnyilvánítás

Ezúton szeretnék köszönetet mondani témavezetőmnek, Matyasovszky Istvánnak, a sok hasznos információért, kéziratért és a dolgozatom megírásában nyújtott segítségéért.

Köszönettel tartozom még barátaimnak a támogatásukért és megértésükért, és családomnak, hogy megfelelő környezetet biztosítottak egyetemi tanulmányaim elvégzéséhez.